

Université de Montréal

La prévision des quantités d'hospitalisations de courte durée au Québec à l'aide d'un modèle de déséquilibre

par

Henri Thibaudin

Sous la direction de

M. Yves Richelle

et

M. Abraham Hollander

Département des sciences économiques

Faculté des arts et des sciences

Rapport de recherche présenté à la Faculté des études supérieures
en vue de l'obtention du grade de maîtrise en sciences économiques

Décembre, 2009

© Henri Thibaudin, 2009

Résumé

Dans ce travail, une nouvelle méthode d'estimation des quantités d'hospitalisations de courte durée est construite. La particularité de ce marché réside dans l'absence de variable d'ajustement permettant à la demande et à l'offre de se rencontrer. Le modèle de déséquilibre mis en place nous permet d'estimer les besoins de la population et la capacité des établissements hospitaliers à partir d'une quantité observée étant le minimum des deux. Suite à ces estimations, nous allons être capable d'identifier les régimes d'excès de demande, d'offre ou d'équilibre s'appliquant à chaque période. Grâce à cela, nous allons analyser l'effet du vieillissement de la population en tenant compte de l'existence éventuelle d'un rationnement de la demande.

Liste des tableaux

1	Résultats des estimations	36
2	Part des groupes d'âge dans la population totale selon l'année . .	42
3	Impact du changement dans la structure de la population	44
4	Impact du changement des taux de mortalité	46
5	Tests de Student pour les moins de 40 ans	56
6	Tests de Student pour les plus de 40 ans	57

Table des figures

1	Condition minimum à l'instant t	13
2	Condition minimum dans le temps	13
3	Nombre d'hospitalisations de courte durée selon l'âge	28
4	Nombre de lits de courte durée	29
5	Durée moyenne d'une hospitalisation de courte durée selon l'âge	30
6	Nombre de journées d'hospitalisations observées et théoriques . .	31
7	Population québécoise selon l'âge	32
8	Nombre de décès selon l'âge	33
9	Demande, offre et quantités observées selon l'âge, moins de 65 ans	38
10	Demande, offre et quantités observées selon l'âge, plus de 65 ans	38
12	Importance du rationnement en pourcentage de la demande . . .	39
11	Périodes de rationnement	40
13	Hospitalisations estimées et observées selon l'âge, moins de 65 ans	48
14	Hospitalisations estimées et observées selon l'âge, plus de 65 ans	48
15	Pourcentage des erreurs dans le temps selon l'âge	49
16	Autocorrélogramme des erreurs	51
17	Autocorrélogramme partiel des erreurs	51

Table des matières

I	Introduction	1
II	Revue de la littérature	3
1	Les dépenses en soins de santé	3
1.1	Les approches exclusivement macroéconomiques	3
1.2	Les approches mixtes	6
2	Les quantités d'hospitalisations de courte durée	8
2.1	Le marché des hospitalisations de courte durée au Québec	9
2.2	L'économétrie du déséquilibre	10
2.2.1	Historique	10
2.2.2	Le modèle de base et ses variantes	11
3	Discussion	19
III	Analyse théorique et empirique	21
4	Le modèle choisi	21
4.1	Les équations de demande et d'offre pour chaque catégorie d'âge	22
4.1.1	Les moins de 15 ans	22
4.1.2	Les 15 - 39 ans	23
4.1.3	Les 40 - 64 ans	24
4.1.4	Les 65-84 ans	25
4.1.5	Les 85 ans et plus	26
4.2	Les données	27
4.2.1	Sources et définitions des données	27
4.2.2	Analyse descriptive	28
4.3	Procédure d'estimation	33
5	Résultats et interprétations	35
5.1	Rationnement	37
5.2	Vieillissement de la population	41
5.2.1	La modification de la pyramide des âges	42
5.2.2	L'effet de la mortalité	46
5.3	La performance des modèles	47
6	Discussion	52

Première partie

Introduction

La question de l'avenir du système de santé est au centre du débat politique au Québec. Ainsi, les prévisions faisant état d'une forte augmentation des coûts associés aux soins de santé sont de plus en plus nombreuses et alarmantes. Plusieurs facteurs sont pointés du doigt. Le vieillissement de la population, par exemple, est souvent cité comme l'un des défis majeurs en matière de dépenses en santé car il aurait pour conséquence d'augmenter la demande de soins. Les changements technologiques sont eux-aussi souvent associés à l'augmentation du coût des ressources. Les machines sont plus performantes et sophistiquées, des pratiques jusqu'alors non appliquées à certains groupes d'âge le deviennent. Pour illustrer ces propos, le document intitulé « Projection des équilibres financiers des gouvernements du Canada et du Québec » du Conference Board du Canada prévoit qu'entre l'année 2000-2001 et 2019-2020, les dépenses publiques en soins croîtront à un rythme annuel de 4,8%. En plus de porter sur l'augmentation des coûts, le débat est aussi dirigé vers la question de l'accessibilité aux services de santé. Les contraintes institutionnelles et surtout la structure-même du système sont désignées responsables de l'existence des files d'attente et du difficile accès dans certaines régions du Québec. De fait, la gratuité et l'universalité des soins sont remis en question à cause de leurs conséquences. Le mémoire intitulé « La pérennité du système de santé : un enjeu de finances publiques » présenté à la commission des affaires sociales en 2006 considère effectivement ces caractéristiques comme problématiques. Ainsi peut-on y lire « étant donné que le prix est nul pour le consommateur, la quantité demandée est très élevée, voire potentiellement infinie ». D'après les auteurs, ceci a pour effet de rationner la demande. La quantité d'hospitalisations observées est donc constamment donnée par l'offre de soins de santé. Encore d'après eux, deux types de politiques non-exclusives sont à concevoir. La première consiste en l'augmentation de l'offre qui, contrainte budgétaire gouvernementale oblige, pourrait se faire par une augmentation de la productivité des ressources existantes. La deuxième est la diminution de la demande en fixant un prix pour le consommateur non-nul ou alors en investissant dans des programmes de prévention. Se baser sur un rationnement permanent de la demande nous conduirait à de mauvaises politiques. Dans l'absolu, si c'était effectivement le cas, on pourrait diminuer les dépenses en hospitalisation de moitié simplement en fermant la moitié des hôpitaux du

Québec. Cela diminuerait l'offre et par la-même la quantité d'hospitalisations générées par celle-ci.

Le modèle de prévision de ces quantités construit ici critique cette vision des choses dans le sens où la gratuité n'est pas synonyme d'une demande infinie. La justification en est la suivante : aussi nul que puisse l'être un prix, les individus font face à une contrainte universelle qui est celle du temps. Une année comporte 365 jours (366 tous les quatre ans) et non pas une infinité. Je pourrais tout au plus demander 365 journées d'hospitalisation par an. Toutefois, il est en accord avec le mémoire cité ci-dessus en ce qui a trait à la possible existence d'un déséquilibre sur le marché des soins de santé. La construction du modèle est basée sur les travaux de Fair et Jaffee, de Maddala et Nelson et de Quandt en matière d'économétrie du déséquilibre. Il va estimer la quantité d'hospitalisations de courte durée au Québec à l'aide d'une équation d'offre et d'une équation de demande. La période d'étude est de 23 ans et s'étend de 1984 à 2006, cinq groupes d'âge seront analysés. La quantité annuelle d'hospitalisations observée est d'origine inconnue car à chaque période, elle est le minimum entre l'offre et la demande. L'estimation des paramètres se fait par la méthode de maximum de vraisemblance et aboutit au calcul d'une probabilité conditionnelle que l'on soit en régime d'excès de demande ou d'excès d'offre. La deuxième partie de ce rapport est consacrée à la revue de la littérature dans le domaine de l'économie de la santé mais aussi dans celui de l'économétrie du déséquilibre. La troisième expose le modèle choisi, les données utilisées et leur analyse descriptive puis la procédure d'estimation y sera expliquée. Enfin, la dernière partie exposera les résultats en mettant l'emphasis sur le rationnement et ses conséquences sur les effets du vieillissement de la population.

Deuxième partie

Revue de la littérature

Les modèles de prévisions de soins de santé ont pour principal objectif l'analyse de l'évolution des dépenses associées. Toutefois, certains d'entre eux nécessitent au préalable de prévoir leur quantité future. Nous allons ainsi voir deux types d'approche, les approches macroéconomiques et les approches mixtes. Par la suite, il sera discuté des insuffisances de ces modèles à capter les caractéristiques du marché des hospitalisations de courte durée au Québec et de la nécessité de construire un modèle différent de ceux utilisés à l'accoutumé : un modèle de déséquilibre. L'historique et le contenu de ce pan de l'économétrie seront présentés au lecteur dans la dernière section de cette partie.

1 Les dépenses en soins de santé

1.1 Les approches exclusivement macroéconomiques

La classification des soins de santé en un bien de luxe ou normal est un préalable à la prévision des futures dépenses en soins de santé. C'est à cette question que Thomas E. Getzen répond dans son article [6]. Ainsi, face à la multiplicité de résultats sur le calcul de l'élasticité revenu de la demande de soins de santé, Getzen apporte une vision théorique sur la façon de traiter de ce bien lors de l'analyse des dépenses. D'après lui, les soins de santé ne sont ni un bien de luxe, ni un bien normal mais les deux. En effet, selon l'agent étudié, qu'il soit un individu, un groupe d'individus ou un système de santé national, l'élasticité revenu ne sera pas la même et la façon de les modéliser en sera affectée. Pour illustrer son propos, il pointe l'importance de différencier les sources des variations de la consommation de santé à l'intérieur d'un groupe des sources de variations entre les groupes. Ainsi, dans un groupe d'individus assurés, la contrainte budgétaire individuelle n'a pas d'effet sur les dépenses en santé de l'individu contrairement à la contrainte budgétaire du groupe entier, l'élasticité revenu individuelle dans ce cas-là est nulle voire négative, le revenu n'est donc pas une source de variation. Plaçons nous dans un contexte familial. Une personne assurée pour des soins de santé de base ne va pas en changer sa

consommation si son revenu augmente, il va continuer à aller chez le médecin comme avant, c'est à dire sans avoir plus ou moins de symptômes que les dernières fois où sa décision de se faire guérir a été prise. À l'inverse, si l'on étudie les sources des variations entre deux groupes ayant une assurance différente, on remarque que la contrainte budgétaire de chaque groupe, correspondant à la somme de toutes les primes payées par les membre d'une même assurance, constitue la principale explication des différences de consommation. C'est pour cela que Getzen conseille d'utiliser une analyse multiniveau, i.e une analyse liant les facteurs microéconomiques de l'allocation d'une partie du budget à un individu aux facteurs macroéconomiques déterminant la contrainte budgétaire totale. De ce fait, sans assurance et au niveau microéconomique, l'état de santé et le revenu de l'individu expliquent ses dépenses en soins de santé alors qu'au niveau macroéconomique, les différences des dépenses en santé ne sont plus explicables par l'état de santé de chaque individu mais principalement par l'effet revenu. Avec assurance, les variations des dépenses au niveau microéconomique s'expliquent uniquement par l'état de santé et non plus par le revenu individuel alors qu'au niveau macroéconomique, l'effet revenu reste le facteur dominant. En résumé, si les décisions quant aux dépenses en soins de santé sont faites au niveau microéconomique et macroéconomique, alors une analyse multiniveau est indispensable. De plus, l'effet du revenu dépend du niveau où les contraintes budgétaires sont définies, c'est pour cela que l'on ne peut classer les soins de santé comme étant un bien de luxe ou normal. Getzen a donc démontré dans son papier que la modélisation des dépenses en soins de santé est influencée de manière significative par le système que l'on étudie. Si l'on veut étudier les décisions des individus quant à aller chez le dentiste au Québec sans assurance complémentaire, alors le revenu sera sans doute une variable explicative à ne pas omettre.

De nombreux auteurs se sont penchés sur l'étude des déterminants macroéconomiques des dépenses en soins de santé. Parmi les déterminants apparaissant le plus souvent, on y trouve l'âge, le revenu par tête et les changements technologiques. Les résultats diffèrent entre les études mais certains de leurs constats sont communs. Le débat a été lancé par Newhouse [12] en 1977 lorsque ce dernier a montré que les différences dans le PIB per capita étaient le déterminant majeur des variations dans les dépenses en soins de santé entre treize pays développés. En 1992, ce même Newhouse [13] a fait état d'un nouveau déterminant principal, à savoir les changements technologiques. L'apparition de nouvelles technologies médicales a plusieurs effets comme l'utilisation de nouvelles ma-

chines encore coûteuses, ou bien l'application de procédures de guérison pour certains groupes d'âge qui ne leur étaient pas appliquées autrefois. C'est en utilisant des données sur les dépenses en soins de santé par tête aux États-unis durant la période 1960-1997 qu'Okunade et Murthy [15] ont constaté la véracité des hypothèses de Newhouse. Leurs résultats se basent sur des tests de racine unitaire et de cointégration visant à démontrer l'existence d'une relation stable de long terme entre les dépenses par tête, le revenu par tête et les changements technologiques. Ainsi, seuls le revenu et les changements technologiques expliquent les dépenses dans leur modèle alors que la structure démographique de la population, le prix des soins de santé, le nombre de docteurs par personne entre autres ne sont pas considérés dans l'analyse. En dehors des aspects méthodologiques, notamment de la procédure d'estimation, ils soulignent que l'apport principal de leur modèle réside dans le choix de la variable proxy de la technologie. En effet, le niveau des dépenses totales des États-unis en Recherche et développement et de celles destinées uniquement à la recherche médicale durant la période de référence sont utilisés dans leur modélisation. Leur résultat est sans appel, les dépenses en recherche et développement tout comme le revenu par tête sont les principales explications de la hausse des dépenses en soins de santé durant la période de l'étude. De plus, leur relation de long terme est fortement établie par les tests de cointégration effectués.

Un autre papier de Joan O'Connell [14] établit la relation entre le niveau des dépenses de santé et la structure démographique de la population dans les pays de l'OCDE. Pour ce faire, il utilise des données longitudinales des vingt et un pays membres et construit un modèle à effets fixes. Les dépenses de santé per capita sont expliquées par le revenu per capita, le niveau de financement de la santé par le secteur public et la proportion de personnes âgées de 65 ans et plus. Il montre que des facteurs non-identifiés et propres à chaque pays sont les déterminants majeurs du niveau des dépenses tandis que la structure démographique y a un rôle dans quelques pays seulement.

Pour conclure avec les études exclusivement consacrées aux dépenses en santé, l'article de Di Matteo [3] est à mentionner. En effet, son étude utilise une base de données longitudinales sur les provinces canadiennes durant la période 1975-2000 et une sur les états américains durant la période 1980-1998. Tout comme les précédents travaux, ce papier est une analyse macroéconomique des déterminants des dépenses en soins de santé. La différence entre le système de santé américain et canadien fait en sorte que la variable "dépenses" n'est pas définie de la même manière selon le pays étudié. Dans le cas des provinces cana-

diennes, ce sont les dépenses des gouvernements provinciaux par tête qui sont étudiées alors que pour les états américains ce sont les dépenses personnelles en soins de santé per capita. Pour chaque variable de dépenses, deux régressions sont effectuées. La première est la forme « simplifiée » et ne contient que les variables de revenu per capita, de proportion de gens âgés de 65 ans et plus et des variables dichotomiques pour les provinces ou états. La seconde formulation est plus complexe dans le sens où la proportion des plus de 65 ans est remplacée par quatre groupes d'âge, de plus, des variables dichotomiques pour chaque année d'étude sont introduites. Les deux autres variables du modèle simple ont la même forme dans le modèle complexe.

Pour le Canada, il remarque que lorsque le modèle simple est utilisé, alors le revenu a un impact positif sur les dépenses mais ces dernières sont expliqués à plus de 60% par la proportion des 65 ans et plus. Toutefois, le modèle complexe indique que la proportion des 65 ans et plus n'explique plus que 10% de la hausse des dépenses tandis que l'effet du revenu a lui aussi été amoindri pour n'expliquer que 9% de cette augmentation. La variable de temps sensée approximer les changements technologiques est le plus gros déterminant des dépenses en soins de santé. Toutefois, cette conclusion est à prendre avec précaution car la variable temps, en plus de représenter l'évolution technologique en représente d'autres comme les politiques menées durant cette période, les changements de comportement des consommateurs ou de leurs attentes. De plus, l'introduction de plusieurs groupes d'âge vérifie la forme en U souvent énoncée dans l'étude des différents coûts de la santé selon l'âge du patient. Même si l'amplitude des coefficients est différente, les résultats sont à peu de chose près similaires pour les états américains.

Une conclusion intéressante et qui introduit la deuxième section de cette revue de la littérature est l'impact important des plus de 75 ans sur les dépenses en santé. Di Matteo l'interprète comme l'illustration du coût des soins de santé nettement supérieur lorsque le patient atteint les dernières années voir les derniers mois de sa vie.

1.2 Les approches mixtes

À côté des approches exclusivement macroéconomiques, d'autres approches, plus microéconomiques celles-ci, permettent de mieux comprendre les hausses des dépenses en soins de santé et les mécanismes sous-jacents. Parmi

ces études, la publication de Meena Seshamani [20] fait partie des papiers les plus intéressants pour notre modèle. En effet, cette dernière se penche sur l'effet de l'introduction de la variable « Temps restant avant la mort » sur les dépenses hospitalières. Ainsi, elle utilise une base de données longitudinales d'une région géographique représentative de l'Angleterre et du Pays de Galles. L'avantage de cette base de données est que la période d'observation est très longue, elle débute en 1963. La méthode utilisée est la plus commune dans ce type d'études, c'est une analyse en deux étapes. Dans la première est estimée la probabilité qu'un individu rentre à l'hôpital. Pour ce faire, l'effet de l'âge, du nombre d'années avant la mort, le sexe du patient, sa classe sociale, la cause de sa mort et les années sont introduits. Une fois cette probabilité obtenue, la deuxième étape examine l'influence des variables précitées plus d'autres telles la cause de l'admission, le diagnostic lors de l'admission, le statut matrimonial et l'endroit de provenance du patient sur le niveau des dépenses une fois à l'hôpital.

Cette approche microéconomique donne des résultats très intéressants pour la suite. Tout d'abord, il s'avère que la probabilité et le niveau des coûts une fois hospitalisé augmentent de manière exponentielle avec l'approche de la mort. Par exemple, le coût moyen d'une hospitalisation six ans avant la mort est de 500 Livres tandis qu'il s'élève à près de 4250 Livres une année avant ! Ce coût varie avec l'âge des individus. Dans sa dernière année de vie, le coût moyen une fois à l'hôpital d'un homme de 65 ans est 20 % inférieur à celui d'un homme de 85 ans. Au-delà de cet âge, ce coût diminue. De plus, Seshamani montre que l'effet de la variable « temps restant avant la mort » sur les dépenses est stable au cours des années ce qui en fait un indicateur fiable pour les prévisions de long terme. Elle l'utilise donc dans ses projections du niveau des dépenses futures au Royaume-Uni.

Une autre étude de Stearns et Norton [22] confirme l'importance de l'introduction de la variable « temps restant avant la mort » dans la modélisation des dépenses. En effet, ces derniers démontrent à l'aide d'un modèle simplifié et d'un autre plus complexe que l'omission de cette variable va entraîner un biais causant une surestimation de l'effet de l'âge sur les dépenses et que ce biais risque de devenir de plus en plus important avec l'augmentation de l'espérance de vie.

Pour terminer avec ces approches mixtes, le travail de Dormont, Grignon et Hubert [4] sur les dépenses de santé en France en 1992 et en 2000 est intéressant à plusieurs points de vue. En premier lieu, même s'ils emploient aussi une analyse en deux étapes, la variable « temps avant la mort » n'y est pas

introduite. Selon eux, cette variable pourrait être interprétée comme un indicateur de morbidité, indicateur déjà présent dans leur modèle et établi à partir d'autres observations sur les patients telles le diabète, les attaques cardiaques, le risque de mort, le nombre de maladies. Ensuite, deux sources d'explications de la variation des dépenses entre 1992 et 2000 sont possibles. La première est le changement dans la morbidité, les maladies ont changé au cours de ces huit ans, certaines plus présentes, d'autres moins, mais aussi des maladies concernant jusqu'à présent un certain profil d'individu n'y sont plus restreintes. La deuxième source est le changement dans les pratiques, ce que d'autres appellent les changements technologiques, en insistant sur le fait que certes ces changements peuvent augmenter les dépenses, mais aussi améliorer le bien être des plus vieux, ce qui se fera ressentir dans la morbidité. Il en résulte que l'évolution des pratiques médicales pour une morbidité constante est la composante la plus influente sur la hausse des dépenses en soins de santé.

En guise de conclusion, nous voyons que les nombreuses recherches sur les dépenses en santé conduisent à des résultats différents selon la méthode économétrique employée mais aussi selon les variables choisies. Les approches microéconomiques ont plus de sens d'après nous, en effet les possibilités explicatives présentées par les derniers modèles sont de loin supérieures aux autres. Quand ces dernières parlent de changements de pratiques, les autres parlent de changements technologiques, ce qui implique un plus large choix de politiques publiques. En ce qui a trait au nombre d'années avant la mort, il semble que son introduction donne des résultats intéressants dans l'explication des quantités et des coûts des hospitalisations.

2 Les quantités d'hospitalisations de courte durée

Les recherches précitées présentent un certain nombre de faiblesses. Tout d'abord, il faut prévoir le nombre d'hospitalisations avant de s'occuper des dépenses associées. De plus, nous remarquons que ces études font fi de la distinction entre l'offre et la demande. À titre d'exemple, nous pouvons retrouver au sein d'une même équation le Produit Intérieur Brut (PIB), une variable de demande, et la technologie, une variable d'offre. Implicitement donc, il est supposé qu'une variable d'ajustement, telle le prix des soins de santé, a la sou-

plesse nécessaire à réaliser l'équilibre entre l'offre et la demande. Il est donc impossible à partir de ces modèles d'observer un excès de capacité ou de besoins de la population. Si les caractéristiques des systèmes de santé de certains pays rendent ces méthodes cohérentes, nous allons regarder celles du système québécois afin d'illustrer les problèmes inhérents à leur emploi.

2.1 Le marché des hospitalisations de courte durée au Québec

On peut résumer les caractéristiques du marché québécois des hospitalisations de courte durée par ces deux termes : universalité et gratuité. Le premier nous indique que tous les habitants de la province sont considérés dans l'étude des quantités tandis que le second a des conséquences beaucoup plus importantes sur la manière d'aborder leur analyse. En introduction ont été cités deux rapports effectués pour le compte du gouvernement québécois. La gratuité y est associée à une demande infinie de la population et entraîne un rationnement permanent de cette dernière. Si le lien entre gratuité et demande infinie est erronée¹, il n'en reste pas moins que le problème est tout autre. En effet, l'absence de prix pour les hospitalisations de courte durée implique qu'il n'existe pas dans ce marché de variable d'ajustement et c'est pour cela que l'on peut observer à certains endroits et à certaines périodes des files d'attentes. La quantité maximale offerte est préétablie par le Ministère de la Santé et des Services Sociaux tandis que la quantité maximale demandée l'est par les besoins de la population. Le nombre d'hospitalisations observées peut donc être établi par trois régimes. Le premier est celui dans lequel le nombre d'hospitalisations demandées est supérieur à celui offert, c'est le régime d'excès de demande. Le nombre d'hospitalisations observées correspond ici au nombre maximal que la capacité du réseau peut fournir. Le second est caractérisé par une demande inférieure à l'offre et la quantité observée est le besoin de la population en hospitalisations. C'est un régime d'excès d'offre. Enfin, nous pouvons observer un régime d'équilibre dans lequel la quantité demandée par la population égale celle offerte par le réseau de la santé.

Ceci a trois conséquences sur l'analyse des hospitalisations de courte durée.

1. L'air en est l'illustration même. Ce bien est certes gratuit mais nous sommes tous confrontés à une contrainte universelle qu'est celle du temps. La quantité demandée de ce bien chaque année est donc finie.

Tout d’abord, l’offre ne rencontre pas forcément la demande et l’introduction de variables de demande et d’offre au sein d’une même équation n’est pas nécessairement appropriée. Ensuite, les trois régimes pouvant générer la quantité d’hospitalisations observées peuvent alterner d’une période à l’autre et doivent être identifiées afin de savoir lesquelles des variables de demande, d’offre ou des deux déterminent le niveau de cette quantité. Pour ce faire, il nous faut trouver une méthode permettant d’estimer une demande et une offre d’hospitalisations à partir d’une seule observation ce qui permettra d’identifier le régime pour chaque période.

Ces caractéristiques du marché des hospitalisations de courte durée rendent les méthodes usuellement appliquées inappropriées. Il est impératif dans l’analyse de ce marché de séparer l’offre de la demande, d’en estimer les valeurs à partir d’une seule et même observation et d’identifier les régimes s’appliquant afin de capter ces caractéristiques. Le domaine de l’économétrie du déséquilibre s’est justement penché sur ces problématiques et propose différents modèles.

2.2 L’économétrie du déséquilibre

Nous allons exposer le contenu de ce domaine de l’économétrie. Un bref historique précède une revue des modèles existants. De cela s’ensuit une discussion débouchant sur la troisième partie : le modèle choisi. Il est à noter que les travaux de Maddala et de Quandt [9, 10, 17] constituent dans ce domaine de l’économétrie les références.

2.2.1 Historique

Les modèles de déséquilibre apparaissent dans la deuxième partie du XXe siècle, la période d’après-guerre. Leurs premiers développements théoriques sont, entres autres, publiés par Clower (1965), Leijonhufvud (1968), Barro et Grossman (1971) alors que la première étude empirique apparaît en 1972 avec la publication de Fair et Jaffee portant sur le marché de la construction d’habitations aux États-Unis.

Plusieurs facteurs expliquent l’apparition de tels modèles. Le premier, et certainement le plus important, est le débat théorique entre les tenants du libre

marché, soutenant que la flexibilité des prix permet d'atteindre un équilibre continu de long terme, et leurs opposants pour qui les prix ne s'ajustent pas forcément instantanément et peuvent être rigides dans certaines circonstances. Ces derniers s'appuient par exemple sur l'existence de chômage de long terme sur le marché du travail. Entre autres publications, le papier intitulé « Estimation of a disequilibrium aggregate labour market » de Rosen et Quandt (1978) analyse le marché du travail américain entre 1930 et 1970 et démontre l'existence d'un excès d'offre durant la grande dépression.

Le deuxième facteur est la volonté pour certains chercheurs de modéliser les économies centralisées des pays communistes. À ce sujet, l'étude empirique initiale a été celle de Portes et Winter (1977, 1980) dans laquelle ils estiment un modèle de déséquilibre du marché de la consommation dans plusieurs pays d'Europe de l'Est. L'intérêt dans ce cas est que ces modèles prennent en compte la fixation des prix par le planificateur central. En effet, la détermination des prix implique une absence d'ajustement immédiat à des variations dans l'offre et/ou la demande, ce qui peut entraîner un déséquilibre.

Nous voyons donc que les raisons de l'apparition de ces modèles sont proches de celles nous poussant à les considérer. La prochaine section se penche sur le contenu de l'économétrie du déséquilibre.

2.2.2 Le modèle de base et ses variantes

Le modèle de base de l'économétrie du déséquilibre, appelé « modèle simple de déséquilibre » a la forme suivante :

$$Qd_t = a_1 Xd_t + u_{1t} \quad (1)$$

$$Qs_t = a_2 Xs_t + u_{2t} \quad (2)$$

$$Q_t = \min(Qd_t; Qs_t) \quad (3)$$

où t représente les années, d et s respectivement la demande et l'offre. Seule la quantité transigée sur le marché et les vecteurs de variables exogènes, respectivement Q_t et Xj_t avec $j = s, d$, sont observées. Les quantités demandées Qd_t et offertes Qs_t ne le sont pas. La dernière équation, (3), est appelée la condition minimum et constitue l'apport central du modèle. Elle nous dit que la quantité

transigée durant la période t est le minimum entre la quantité de bien offert et demandé. C'est cette équation qui prend en compte le déséquilibre.

La condition minimum est directement dérivée de l'hypothèse selon laquelle les acheteurs ne sont pas forcés à acheter plus qu'ils ne le désirent et que les vendeurs ne peuvent vendre plus qu'ils ne le souhaitent. Enfin, il est important pour la suite de noter qu'aucune information n'est connue a priori sur la classification des régimes. En d'autres termes, on ne sait pas si Q_t provient de l'équation (1) ou (2). Les figures suivantes illustrent la condition minimum à l'instant t et dans le temps.

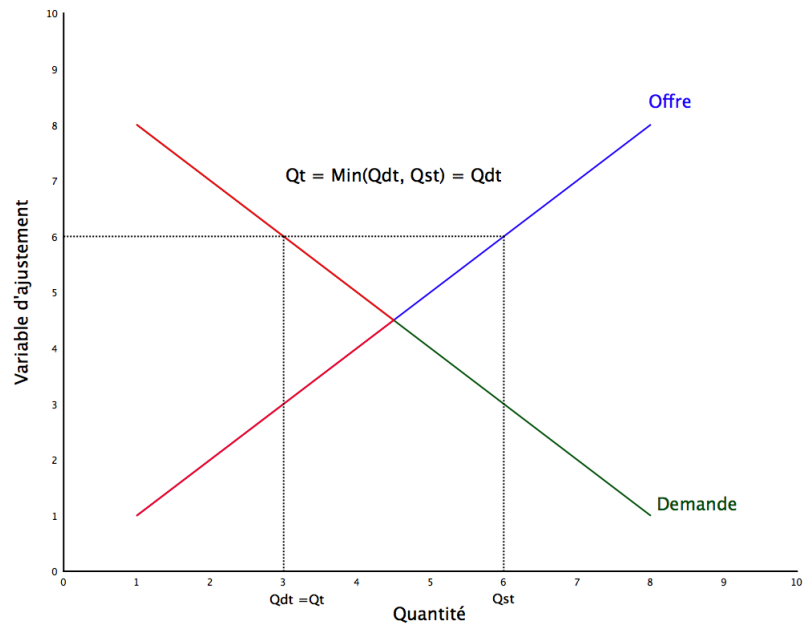


FIGURE 1 – Condition minimum à l'instant t

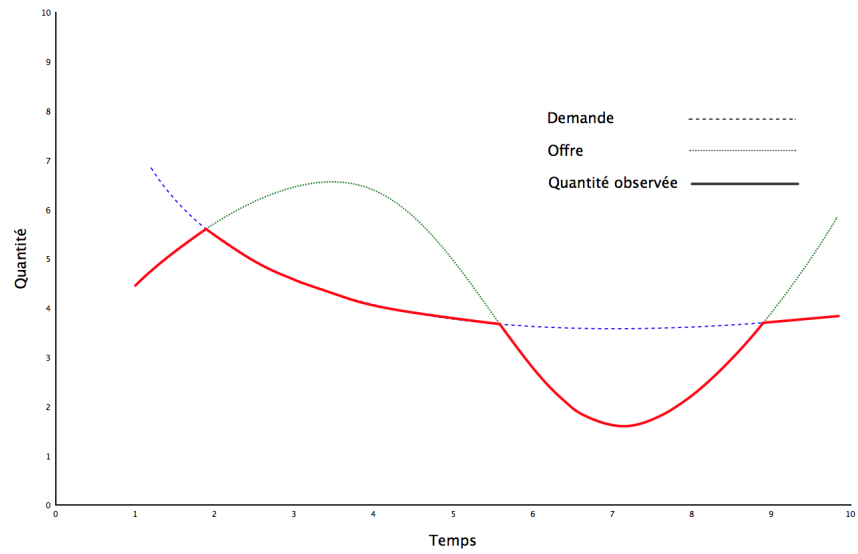


FIGURE 2 – Condition minimum dans le temps

L'équation (3) implique que le modèle calcule lui-même la probabilité qu'une observation à la période t provienne d'un régime d'excès de demande ou d'excès d'offre. Les premiers à avoir formulé cette probabilité sont Fair et Jaffee [5]. Pour ce faire, on suppose que les erreurs ont les propriétés suivantes :

$$\begin{aligned}
E(u_{1t}) &= E(u_{2t}) = 0 \\
E(u_{1t}; u_{1t+j}) &= \begin{cases} \sigma_1^2 & \text{si } j = 0 \\ 0 & \text{si } j \neq 0 \end{cases} \\
E(u_{2t}; u_{2t+j}) &= \begin{cases} \sigma_2^2 & \text{si } j = 0 \\ 0 & \text{si } j \neq 0 \end{cases} \\
E(u_{1t}; u_{2t=j}) &= 0 \text{ pour tout } j \text{ et } t \\
u_{it} &\sim N(0, \sigma_i^2) \text{ avec } i = 1, 2
\end{aligned}$$

Les hypothèses nous disent que les erreurs sont indépendantes entre elles et dans le temps, normalement et indépendamment distribuées de variances σ_1^2 et σ_2^2 . D'après les propriétés des erreurs, nous pouvons conclure que Qd_t et Qs_t sont indépendantes².

La première fonction de vraisemblance de ce modèle a été formulée par Fair et Jaffee [5]. Cependant, Maddala et Nelson [10] ont jugé cette fonction inappropriée et en ont proposée une autre. Ainsi, la condition minimum prise comme telle implique que Q_t appartienne à la fonction de demande ou d'offre. Or dans la pratique, la quantité observée peut en différer quelque peu et il faut donc dériver la probabilité que Q_t soit sur l'une ou l'autre courbe. La probabilité que Q_t appartienne à la courbe de demande est la probabilité associée à $Q_t = Qd_t$ et $Q_t < Qs_t$. Elle est donnée par³ :

$$Prob(Qd_t = Q_t; Q_t < Qs_t) = Prob(Qd_t = Q_t \mid Q_t < Qs_t) Prob(Q_t < Qs_t) \quad (4)$$

Celle que Q_t appartienne à la courbe d'offre est celle associée à $Q_t = Qs_t$ et

2. C'est une des propriétés de la distribution Normale jointe, l'absence de corrélation implique l'indépendance.

3. D'après l'indépendance de Qd_t et de Qs_t .

$Q_t < Qd_t$ et est donnée par ⁴ :

$$Prob(Qs_t = Q_t; Q_t < Qd_t) = Prob(Qs_t = Q_t \mid Q_t < Qd_t) Prob(Q_t < Qd_t) \quad (5)$$

D'après les propriétés des erreurs énoncées ci-dessus, les fonctions de densité de probabilité de Q_t lorsque la quantité observée provient de la demande ou de l'offre, respectivement $f_d(Q_t) = Prob(Qd_t = Q_t \mid Q_t < Qs_t)$ et $f_s(Q_t) = Prob(Qs_t = Q_t \mid Q_t < Qd_t)$, peuvent être développées de la sorte :

$$f_d(Q_t) = \frac{1}{\sqrt{2\pi\sigma_1^2}} \exp \left\{ -\frac{(Q_t - a_1 X d_t)^2}{2\sigma_1^2} \right\} \quad (6)$$

$$f_s(Q_t) = \frac{1}{\sqrt{2\pi\sigma_2^2}} \exp \left\{ -\frac{(Q_t - a_2 X s_t)^2}{2\sigma_2^2} \right\} \quad (7)$$

Et les fonctions de distributions associées, $F_d(Q_t)$ et $F_s(Q_t)$, sont égales à :

$$F_d(Q_t) = \int_{-\infty}^{Q_t} f_d(Qd_t) dQd_t \quad (8)$$

$$F_s(Q_t) = \int_{-\infty}^{Q_t} f_s(Qs_t) dQs_t \quad (9)$$

La probabilité d'être sur la demande 4 est donc donnée par :

$$\begin{aligned} Prob(Qd_t = Q_t; Q_t < Qs_t) &= f_d(Q_t) \int_{Q_t}^{\infty} f(Qs_t) dQs_t \\ &= f_d(Q_t) [1 - F_s(Q_t)] \end{aligned} \quad (10)$$

Tandis que celle d'être sur l'offre 5 est :

$$\begin{aligned} Prob(Qs_t = Q_t; Q_t < Qd_t) &= f_s(Q_t) \int_{Q_t}^{\infty} f(Qd_t) dQd_t \\ &= f_s(Q_t) [1 - F_d(Q_t)] \end{aligned} \quad (11)$$

4. Idem

Nous pouvons maintenant calculer la probabilité que Q_t se situe soit sur la demande, soit sur l'offre, $h(Q_t)$. D'après les densités jointes de Qd_t et Qs_t :

$$\begin{aligned}
h(Q_t) &= \int_{Q_t}^{\infty} f_d(Q_t) f(Qs_t) dQs_t + \int_{Q_t}^{\infty} f_s(Q_t) f_d(Qd_t) dQd_t \\
&= f_d(Q_t) [1 - F_s(Q_t)] + f_s(Q_t) [1 - F_d(Q_t)] \\
&= \frac{1}{\sqrt{2\pi\sigma_1^2}} \exp \left\{ -\frac{(Q_t - a_1 X d_t)^2}{2\sigma_1^2} \right\} \left[1 - \Phi \left(\frac{Q_t - a_2 X s_t}{\sigma_2} \right) \right] \\
&+ \frac{1}{\sqrt{2\pi\sigma_2^2}} \exp \left\{ -\frac{(Q_t - a_2 X s_t)^2}{2\sigma_2^2} \right\} \left[1 - \Phi \left(\frac{Q_t - a_1 X d_t}{\sigma_1} \right) \right] \quad (12)
\end{aligned}$$

avec $\Phi(\cdot)$ représentant la fonction de distribution normale.

Selon l'hypothèse d'indépendance temporelle, la fonction de densité jointe de Q_t sur toute la période d'étude est donnée par :

$$h(Q_1)h(Q_2) \dots h(Q_T) = \prod_{t=1}^T h(Q_t)$$

Cette dernière équation est la fonction de vraisemblance appropriée, la transformation logarithmique donne la fonction de log-vraisemblance suivante :

$$L = \sum_{t=1}^T \log h(Q_t) = \sum_{t=1}^T \{f_d(Q_t) [1 - F_s(Q_t)] + f_s(Q_t) [1 - F_d(Q_t)]\} \quad (13)$$

La maximisation de cette fonction nous donnera les valeurs les plus probables des paramètres a_1, a_2, σ_1 et σ_2 .

Le modèle dérivé ci-dessus est le modèle de déséquilibre de base, des modifications peuvent lui être appliquées. Parmi celles-ci, nous retenons l'ajout du prix, la modification de la condition minimum et le calcul d'une autre probabi-

lité.

L'introduction du prix Tous les modèles de déséquilibre ne sont pas dépourvus de prix. Deux rôles peuvent leur être attribués. Le premier est un rôle explicatif de la demande et de l'offre du bien en question et nécessite l'introduction de la variable P_t dans les équations (1) et (2) :

$$Qd_t = a_1 X d_t + b_1 P_t + u_{1t} \quad (14)$$

$$Qs_t = a_2 X s_t + b_2 P_t + u_{2t} \quad (15)$$

Ici, le prix est considéré comme une variable exogène et il est observé à chaque période.

Le deuxième rôle en est un d'identification. Dans ce cas, le signe de la variation $(P_t - P_{t-1})$ nous permettrait d'identifier le régime qui s'appliquait en $t - 1$ selon la loi de l'offre et de la demande. S'il est négatif alors le marché à la période précédente était en régime d'excès d'offre, s'il est positif, alors nous étions en excès de demande. Dans ce cas, en plus de remplacer P_t par P_{t-1} dans (14) et (15) afin de conserver P_t comme variable exogène, on doit ajouter au modèle l'équation :

$$(P_t - P_{t-1}) \begin{matrix} \leq \\ \geq \end{matrix} 0 \implies Qd_{t-1} \begin{matrix} \leq \\ \geq \end{matrix} Qs_{t-1}$$

Ces modèles sont appelés « modèle directionnel » et ont été introduits dans une forme imparfaite par Fair et Jaffee [5].

La condition minimum et le problème d'agrégation La forme de la condition minimum a été remise en question par Muellbauer [11]. D'après lui, cette condition est valide au niveau microéconomique mais dépend des hypothèses faites durant la procédure d'agrégation lorsqu'utilisée au niveau macro.

Afin de faire face au problème d'agrégation, il a supposé que le marché était composé d'une multitude de sous-marchés indépendants entre eux. Dans

le cas des hospitalisations, deux problèmes d'agrégation se posent. Le premier, que l'on appellera le problème inter-établissement, naît de la possibilité qu'un établissement soit en excès d'offre tandis qu'un autre est en excès de demande. À ce moment-là, la quantité des hospitalisations que l'on observe n'est pas forcément donnée par le minimum de la demande ou de l'offre agrégée. Le second problème, intra-établissement celui-ci, concerne la période d'étude. En effet, nos périodes t correspondent à des années. Or, durant une année, un établissement peut voir s'alterner des périodes d'excès de demande et d'excès d'offre. Une fois encore, l'agrégation des jours en année fait fi de cette possible alternance. Muellbauer et Hajivassiliou [11, 7] suggèrent de remplacer l'équation (3) par celle-ci :

$$Q_t = \sum_{Qd_t^j < Qs_t^j} Qd_t^j + \sum_{Qs_t^j < Qd_t^j} Qs_t^j \quad (16)$$

avec Q_t la quantité observée à la période t , Qd_t^j et Qs_t^j étant respectivement la demande et l'offre en t de l'établissement j . Ces auteurs dérivent alors une autre fonction de vraisemblance suivant cette condition.

La probabilité que Q_t provienne de la demande Dans un objectif de prévision et de gestion, la probabilité que Q_t provienne de la demande dérivée du modèle de base par Maddala et Nelson [10] est un des résultats les plus importants de la modélisation. Toutefois, un article de Kiefer [8] critique la formulation de cette probabilité et en construit une autre puisque selon lui, la première n'utilise pas toutes les informations contenues dans les données. Ainsi, de son point de vue, il est plus approprié d'observer un excès de demande conditionnelle à ce que Q_t provienne de la demande, θ_d , qui est donnée par :

$$\begin{aligned}
\theta_{d,t} &= \text{Prob}(Qd_t < Qs_t \mid Q_t) \\
&= \frac{\text{Prob}[Q_t, Qd_t < Qs_t]}{\text{Prob}[Q_t]} \\
&= \frac{\int_{Q_t}^{\infty} f_d(Q_t) f(Qs_t) dQs_t}{h(Q_t)} \\
&= \frac{f_d(Q_t) [1 - F_s(Q_t)]}{f_d(Q_t) [1 - F_s(Q_t)] + f_s(Q_t) [1 - F_d(Q_t)]} \\
&= \frac{1}{1 + \frac{f_s(Q_t) [1 - F_d(Q_t)]}{f_d(Q_t) [1 - F_s(Q_t)]}} \tag{17}
\end{aligned}$$

À chaque période t , le calcul de $\theta_{d,t}$ après estimation des paramètres nous permet de savoir quel régime s'applique en t . Ainsi, si $\theta_{d,t} = \frac{1}{2}$, alors $\text{Prob}(Qd_t < Qs_t \mid Q_t) = \text{Prob}(Qd_t \geq Qs_t \mid Q_t)$ et $Qd_t = Qs_t = Q_t$ et nous sommes à l'équilibre. Toutefois, afin d'ajouter de la souplesse quant à l'existence de périodes d'équilibre, nous introduisons les règles de décision suivantes :

1. Si $\theta_{d,t} \leq 0.425$, alors $Q_t = Qs_t = a_2 Xs_t + u_{2t}$
2. Si $0.425 < \theta_{d,t} < 0.575$, alors $Q_t = \text{Min}(Qd_t, Qs_t)$
3. Si $\theta_{d,t} \geq 0.575$, alors $Q_t = Qd_t = a_1 Xd_t + u_{1t}$

Les probabilités de Maddala et Nelson [10] ne dépendent pas des quantités observées, ce sont donc des probabilités marginales. Kiefer [8] propose que l'on utilise ces dernières dans un objectif de prévision tandis que la sienne est conseillée dans celui d'identification des régimes. L'avantage de cette probabilité réside dans le fait que l'on en demande moins aux données.

3 Discussion

Cette revue de la littérature nous a permis d'évaluer l'apport de la construction d'un modèle de déséquilibre en vue de l'analyse du marché des hospitalisations de courte durée au Québec. Les approches utilisées jusqu'ici, qu'elles soient macroéconomiques ou mixtes, présentent d'importantes faiblesses ne permettant pas de capter toutes les caractéristiques de ce marché. Ainsi, la

présence de files d’attentes dans les établissements hospitaliers québécois et l’absence de variable d’ajustement permettant à la demande de rencontrer l’offre impliquent que les quantités d’hospitalisations observées peuvent aussi bien correspondre aux besoins de la population qu’à la capacité du réseau. De ce constat naît un problème économétrique. En effet, aucun indicateur ne nous permet d’identifier les régimes d’excès d’offre ou de demande. Il nous faut donc estimer une demande et une offre à partir d’une seule et même observation puis d’établir une règle de décision permettant au modèle d’apposer une probabilité que l’on soit dans tel ou tel régime. C’est l’apport d’un modèle de déséquilibre qui de par sa condition minimum nous dit que la quantité que l’on observe à chaque période est le minimum entre la quantité demandée par la population et celle offerte par les établissements hospitaliers.

Des variantes proposées en 2.2.2, nous ne retiendrons uniquement la probabilité de Kiefer [8] qui, d’après lui, est plus performante dans un objectif d’identification tandis que celle de Maddala et Nelson [10] lui est supérieure uniquement dans un but de prévision. D’autre part, le problème de l’agrégation soulevé par Muellbauer a certes sa raison d’être, mais les expérimentations de Quandt ainsi que la spécification du modèle⁵, faisant en sorte que la quantité d’hospitalisations estimée ne doit pas forcément être égale à la demande ou à l’offre, vont minimiser les problèmes inter et intra établissements.

5. Cf les équations 4 et 5.

Troisième partie

Analyse théorique et empirique

Dans cette partie nous allons voir le modèle économétrique retenu pour notre analyse. Les variables présentes dans les équations d'offre et de demande pour chaque groupe d'âge sont dévoilées ainsi que leurs définitions. Ensuite, une analyse descriptive des données utilisées et la procédure d'estimation appliquée précèdent la présentation des résultats et leurs interprétations.

4 Le modèle choisi

D'après l'analyse du modèle de base de l'économétrie du déséquilibre et de ces possibles variantes, le modèle empirique utilisé pour les estimations est le suivant :

$$Qd_{t,i} = \alpha_1 + a_{1j}Xd_{t,i} + u_{1t,i} \quad (18)$$

$$Qs_{t,i} = \alpha_{2i} + a_{2j}Xs_{t,i} + u_{2t,i} \quad (19)$$

$$Q_{t,i} = \text{Min}(Qd_{t,i}, Qs_{t,i}) \quad (20)$$

avec les variables indexées par le groupe d'âge $i = 00-14$ ans, $15-39$ ans, $40-64$ ans, $65-84$ ans, 85 ans et plus ; et les années $t = 1984, 1985, \dots, 2006$. $Q_{t,i}$ est la quantité d'hospitalisations de courte durée observées du groupe d'âge i à la date t . $Qd_{t,i}$ et $Qs_{t,i}$ sont respectivement ce que les individus du groupe i ont demandé et se sont vus offrir dans cette période. Ces quantités demandées et offertes ne sont pas observées, contrairement à leurs variables explicatives Xd et Xs . On remarque que les vecteurs des variables explicatives de la demande et de l'offre sont propres à chaque groupe d'âge i . En effet, la demande d'hospitalisations de courte durée est causée par des facteurs spécifiques aux profils des individus analysés. De plus, il existe deux types d'hospitalisations de courte durée : Les hospitalisations urgentes et électives. Le premier type concerne les hospitalisations nécessaires à la prévention d'une détérioration de l'état de santé des patients. Le second type englobe les hospitalisations des patients dont l'état de santé ne justifie pas une intervention d'urgence.

4.1 Les équations de demande et d'offre pour chaque catégorie d'âge

Les équations de demande et d'offre d'hospitalisations de courte durée pour chaque groupe d'âge sont dévoilées ci-dessous. Les signes attendus et la justification de la présence des variables accompagnent ces équations.

4.1.1 Les moins de 15 ans

Les équations de demande et d'offre pour les moins de 15 ans considérées dans ce travail sont les suivantes :

$$\begin{aligned} Qd_t &= \alpha_1 + \underset{(+)}{a_{11}} Population_{0-14,t} + \underset{(+)}{a_{12}} Dummy_1 \times Population_{0-14,t} \\ &\quad + \underset{(+)}{a_{13}} Dummy_2 \times Tendance_t + u_{1t} \\ Qs_t &= \alpha_2 + \underset{(+)}{a_{21}} \ln(lits)_t + \underset{(-)}{a_{22}} Durée_t + u_{2t} \end{aligned}$$

avec :

- les variables “ $dummy_i$ ” vont permettre de prendre en compte des phénomènes tels que l'apparition des chirurgies d'un jour à partir de 1990. Ces phénomènes vont entraîner une modification de la demande d'hospitalisations de courte durée. Par exemple, des patients qui demandaient avant cette date une hospitalisation de courte durée vont maintenant demander une chirurgie d'un jour. La variable $dummy_1$ est multipliée par la population car avant cette date, le nombre d'individu dans ce groupe d'âge influe de manière différente la demande qu'elle ne le fait après. Les variables “ $dummy_i$ ” sont calculées de la sorte :

$$dummy_1 = \begin{cases} 1 & \text{si } \text{année} < 1989 \\ 0 & \text{autrement} \end{cases}$$

et

$$dummy_2 = \begin{cases} 1 & \text{si } \text{année} \geq 1989 \\ 0 & \text{autrement} \end{cases}$$

- la variable “ $Tendance_t$ ” illustre les modifications des comportements des individus suite aux nouvelles pratiques proposées par le système de santé. Elle prend la forme suivante :

$$Tendance_t = \frac{1}{1+i}$$

avec $i = 1, 2, 3, \dots, 23$ correspondant aux années de la période d'étude ;

- la variable “ $Population_{i,t}$ ” est tout simplement le nombre d'individu du groupe d'âge i à la période t . On s'attend à ce que le nombre d'hospitalisations électives demandées varie positivement en fonction de la population ;
- la variable “ $ln(lits)_t$ ” étant le logarithme du nombre de lits dans les établissements de courte durée à chaque période t . On s'attend à ce que cette variable d'offre joue positivement sur le nombre d'hospitalisations de courte durée. “ $ln(lits)_t$ ” n'est pas ventilée par âge. En effet, un lit de courte durée n'est pas réservé à un groupe d'âge particulier mais à tout le monde ;
- la variable “ $Durée_{i,t}$ ” représentant le nombre de journées moyen d'une hospitalisation pour un groupe d'âge et à une période donnée. La durée moyenne d'un séjour dans un établissement de courte durée des individus d'un certain groupe d'âge est un indicateur de l'évolution technologique dans le domaine des soins de santé. Dans la plupart des études, une variable proxy de la technologie est utilisée dans le but de prendre en compte l'apparition de nouvelles procédures médicales et de l'application de certaines d'entre elles à des groupes d'âge n'en bénéficiant pas auparavant. En plus d'indiquer ces changements, cette variable prend en considération les évolutions de la structure du système de santé influençant la disponibilité des ressources telles l'implantation d'un centre d'hébergement et de soins ou encore la décentralisation des soins qui maintenant peuvent être donnés au domicile du patient.

4.1.2 Les 15 - 39 ans

Les équations de demande et d'offre pour les 15-39 ans considérées dans ce travail sont les suivantes :

$$\begin{aligned} Qd_t &= \alpha_1 + \underset{(+)}{a_{11}Grossesses_{15-39,t}} + \underset{(+)}{a_{12}Victaccg_t} + \underset{(+)}{a_{13}Population_{15-39,t}} + u_{1t} \\ Qs_t &= \underset{(+)}{a_{21}ln(lits)_t} + \underset{(-)}{a_{21}Coûts_t} + u_{2t} \end{aligned}$$

avec :

- la variable “ $Grossesses_t$ ” qui comprend le nombre de grossesses à la période t des mères situées dans le groupe d'âge 15-39 ans. Il s'agit des

grossesses dont l'issue est soit une naissance vivante, soit une perte fœtale. Nous nous attendons à ce que cette variable augmente la demande d'hospitalisations urgentes. Pour des raisons biologiques, elle apparaît uniquement dans ce groupe d'âge ;

- la variable “ $Victaccg_t$ ” incluant le nombre de victimes d'accidents routiers graves nécessitant une hospitalisation. De l'augmentation du nombre de ce type d'accidents est attendu une augmentation de la demande d'hospitalisations urgentes. Ces accidents ont un effet dans ce groupe d'âge car ils sont pour la plupart causés par des individus jeunes.
- la variable “ $Coûts_t$ ” représentant les coûts d'ajustements représentant l'impossibilité que la capacité d'accueil s'adapte instantanément aux changements dans le nombre de lits survenant en début de période. En effet, pour que les lits soient exploités de manière optimale, il faut que ses biens complémentaires en fassent autant. Par exemple, la quantité de personnel ou encore de chambres doit suivre le changement dans le nombre de lits afin que la politique d'augmentation ou de diminution de la capacité d'accueil donne un résultat optimal. Nous nous basons sur l'hypothèse que ces ajustements durent deux périodes. Si aucun autre changement n'est effectué durant ces deux années alors nous allons observer l'effet de capacité ou de long terme. Par contre, un changement pendant au moins une de ces deux années pourrait provoquer une perte qualifiée d'effet d'ajustement ou de court terme. Pour illustrer ce propos, supposons qu'en $t - 3$ nous disposons de trois lits, qu'en $t - 2$ on en rajoute un et qu'en $t - 1$ on en supprime un. Sans les coûts d'ajustements, la capacité d'accueil en t devrait être la même qu'en $t - 3$, or en leur présence, la capacité en t sera certainement moindre. Cette variable est donc présentée sous forme de moyenne mobile pondérée et inclut la valeur absolue des variations dans le nombre de lits entre $t - 2$ et $t - 1$ et celle entre $t - 1$ et t , soit :

$$Coûts_t = \frac{1}{2} \times (| \Delta \ln(lits)_t | + | \Delta \ln(lits)_{t-1} |)$$

4.1.3 Les 40 - 64 ans

L'offre et la demande considérées ici sont données par les équations suivantes :

$$\begin{aligned}
Qd_t &= \underset{(+)}{a_{11}} MM(hospitalisations)_{40-64,t} + \underset{(+)}{a_{11}} Dummy_1 \times Tendance_t + u_{1t} \\
Qs_t &= \underset{(+)}{\alpha_2} + \underset{(+)}{a_{21}} \ln(lits)_t + \underset{(-)}{a_{22}} Coûts_t + \underset{(-)}{a_{23}} Durée_t + u_{2t}
\end{aligned}$$

avec :

- la variable « $MM(hospitalisations)_t$ » qui représente ce qui s'appelle dans le jargon médical la chronicité des maladies. Elle illustre le fait qu'une hospitalisation d'un individu appartenant à cette tranche d'âge suit une hospitalisation antérieure. La moyenne mobile pondérée est telle que le nombre d'hospitalisations des trois années antérieures est considéré. Cette moyenne mobile pondérée à la forme suivante :

$$\begin{aligned}
MM(hospitalisations) &= \frac{1}{12} \times hospitalisations_{t-3} + \frac{3}{12} \times hospitalisations_{t-2} \\
&+ \frac{8}{12} \times hospitalisations_{t-1}
\end{aligned}$$

4.1.4 Les 65-84 ans

Pour les 65-84 ans, les équations d'offre et de demande considérées sont :

$$\begin{aligned}
Qd_t &= \underset{(+)}{\alpha_1} + \underset{(+)}{a_{11}} MM(Décès)_{65-84,t} + u_{1t} \\
Qs_t &= \underset{(+)}{\alpha_2} + \underset{(+)}{a_{21}} \ln(lits)_t + \underset{(-)}{a_{22}} Coûts_t + \underset{(-)}{a_{23}} Durée_t + u_{2t}
\end{aligned}$$

avec :

- la variable “ $MM(décès)_{65-84,t}$ ” la moyenne mobile pondérée du nombre de décès⁶. L'inclusion de cette variable est grandement influencée par le travail précité de Seshamani dont les conclusions font état d'une augmentation exponentielle de la demande d'hospitalisations lors des dernières années de la vie d'un individu. Cette moyenne mobile pondérée va prendre en compte le nombre de décès de l'année en cours en plus de celui des trois années ultérieures. Les années ultérieures sont considérées car plus il y a de décès dans ces années, plus il y a de personnes proches de leur mort dans les périodes antérieures. Ainsi, on a :

6. Nous avons décidé d'inclure le nombre de décès des années en cours et suivantes sous forme de moyenne mobile afin de ne pas perdre en degrés de liberté. En effet, notre période d'étude est courte, le gain que l'on aurait réalisé en incluant ces variables individuellement aurait été diminués par une augmentation de leur variance.

$$\begin{aligned}
MM(décès)_t &= \frac{4}{10} \times décès_t + \frac{3}{10} \times décès_{t+1} + \frac{2}{10} \times décès_{t+2} \\
&+ \frac{1}{10} \times décès_{t+3}
\end{aligned}$$

4.1.5 Les 85 ans et plus

Les équations pour les 85 ans et plus sont les suivantes :

$$\begin{aligned}
Qd_t &= \alpha_1 + a_{11}^{(+)} MM(décès)_{85+,t} + u_{1t} \\
Qs_t &= a_{21}^{(+)} ln(lits)_t + a_{22}^{(-)} Coûts_t + a_{23}^{(-)} Prop(F, H)_t + u_{2t}
\end{aligned}$$

avec :

- la variable “ $MM(décès)_{85+,t}$ ” étant toujours la moyenne mobile pondérée du nombre de décès. La justification est la même, la différence est dans la formule. Ainsi, pour ce groupe d’âge, ce sont seulement les nombres de décès des deux années ultérieures qui sont retenues en plus de l’année en cours :

$$MM(décès)_{85+,t} = \frac{4}{7} \times décès_t + \frac{2}{7} \times décès_{t+1} + \frac{1}{7} \times décès_{t+2}$$

- “ $Prop(F, H)_{85+,t}$ ” qui nous permet de capter le fait que les femmes vivent plus longtemps que les hommes et donc que leur nombre est supérieur. Une hospitalisation chez les plus vieux peut durer plus longtemps qu’à l’accoutumée si personne n’est là pour s’occuper d’eux une fois rentrés à la maison. Dans la majorité des cas, un homme aura quelqu’un pour s’occuper de lui tandis qu’une femme non. Il en résulte que la durée moyenne d’une hospitalisation de courte durée sera plus grande dans le cas d’une femme que d’un homme. Nous nous attendons à ce que l’augmentation de ce ratio diminue l’offre d’hospitalisations de courte durée. “ $Prop(F, H)_{85+,t}$ ” est construite de la manière suivante :

$$Prop(F, H)_{85+,t} = \frac{Nombre\ de\ femmes_t}{Nombre\ d'hommes_t}$$

4.2 Les données

Maintenant que la structure du modèle est établie et que les équations de demande et d’offre ont été développées pour tous les groupes d’âge, il nous faut regarder les données que l’on va utiliser.

4.2.1 Sources et définitions des données

Les données sont observées durant les années financières, du 1er avril de l’année t au 31 mars de l’année $t + 1$. La période d’étude est de 23 ans et s’étend de 1984 à 2006⁷. Elles proviennent de trois sources. La première est celle du Ministère de la Santé et des Services Sociaux (MSSS) qui les rend disponibles par le biais de la base de données ÉcoSanté, les données tirées de cette source sont le nombre d’hospitalisations de courte durée, le nombre de lits et la durée moyenne d’un séjour. La deuxième source est Statistique Canada et va être à l’origine de toutes les données démographiques telles la population, le nombre de décès et le nombre de grossesses. Les données sur les victimes d’accidents routiers graves proviennent du bilan 2008 de la Société d’Assurance Automobile du Québec (SAAQ).

Le nombre d’hospitalisations correspond aux hospitalisations de courte durée en soins physiques et psychiatriques survenues dans les Centres hospitaliers de soins généraux et spécialisés (CHSGS) durant l’année financière. Ces données sont ventilées par âge. Elles ne comprennent pas les chirurgies et soins d’un jour et les deux types d’hospitalisations, urgentes et électives, y sont mélangées. Le nombre de lits dressés durant l’année financière est le nombre total de lits dans les CHSGS disposant d’un personnel suffisant afin d’y accueillir des bénéficiaires. La population est tout simplement le nombre d’habitants de la province par groupe d’âge. Le nombre de décès comprend le nombre de résidents québécois décédés durant l’année selon leur âge lors de l’évènement. Le nombre de grossesses est ventilé selon l’âge de la mère, il inclut les naissances vivantes et les pertes fœtales des femmes résidentes au Québec durant l’année. Le nombre d’interruptions volontaires de grossesses n’est pas compris dans cette donnée à cause de sa censure en 1991. Enfin, une dernière donnée provenant des statistiques de la Société de l’Assurance Automobile du Québec (SAAQ) nous donne un indice du nombre total de victimes d’accidents routiers graves, c’est-à-dire

7. Par exemple, l’année 1984 correspond donc à la période du 1er avril 1984 au 31 mars 1985.

les accidents nécessitant une hospitalisation.

Cinq groupes d'âge sont construits pour les données ventilées par cette caractéristique, ainsi notre étude portera sur les 0-14 ans, 15-39 ans, 40-64 ans, 65-84 ans et 85 ans et plus.

4.2.2 Analyse descriptive

Dans cette sous-section, nous allons décrire l'évolution de certaines données utilisées dans notre modélisation.

Le nombre d'hospitalisations de courte durée Le graphique ci-dessous présente l'évolution du nombre d'hospitalisations pour chacune des tranches d'âge.

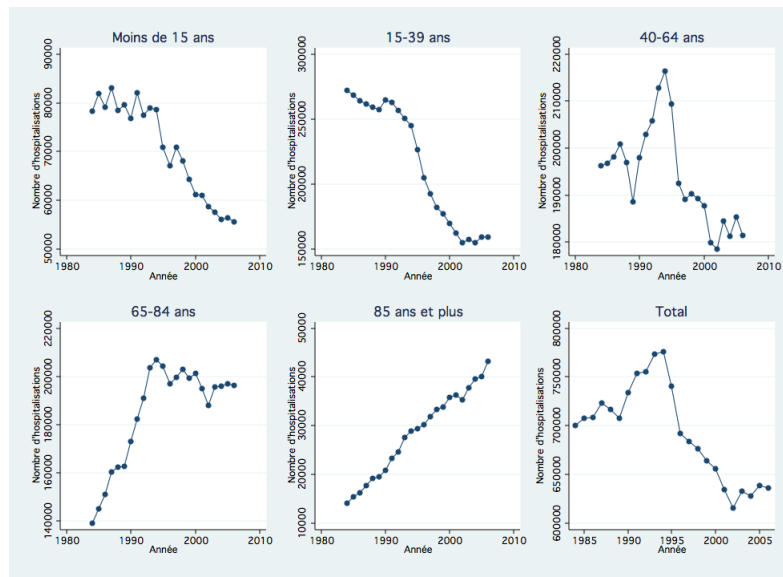


FIGURE 3 – Nombre d'hospitalisations de courte durée selon l'âge

D'entrée, on note les différences que suit l'évolution du nombre d'hospitalisations selon le groupe d'âge. Ainsi les moins de 40 ans présentent une tendance à la baisse de leur nombre d'hospitalisations tandis que 65 ans et plus se font de plus en plus hospitaliser. Il est difficile de statuer sur une tendance dans le cas

des 40-64 ans même si le nombre d'hospitalisations est moindre en 2006 qu'en 1984. En prêtant attention à la date 1995-1996, on observe qu'elle correspond à l'amorce d'une chute du nombre d'hospitalisations pour les groupes inférieurs à 65 ans tandis qu'elle stabilise celui des 65-85 ans, aucun effet propre à cette date n'est à relever pour les 85 ans et plus. Au final, le nombre total des hospitalisations a une tendance décroissante jusqu'en 1995-1996 puis décroissante jusqu'en 200. Après cette date, le nombre total d'hospitalisations se stabilise.

Le nombre de lits de courte durée En regardant l'évolution dans le nombre de lits, nous remarquons que le nombre de lits est stable jusqu'en 1995-1996. À partir de cette date, nous assistons à une diminution drastique de ce nombre avant qu'il ne se stabilise de nouveau à partir de 1999-2000.

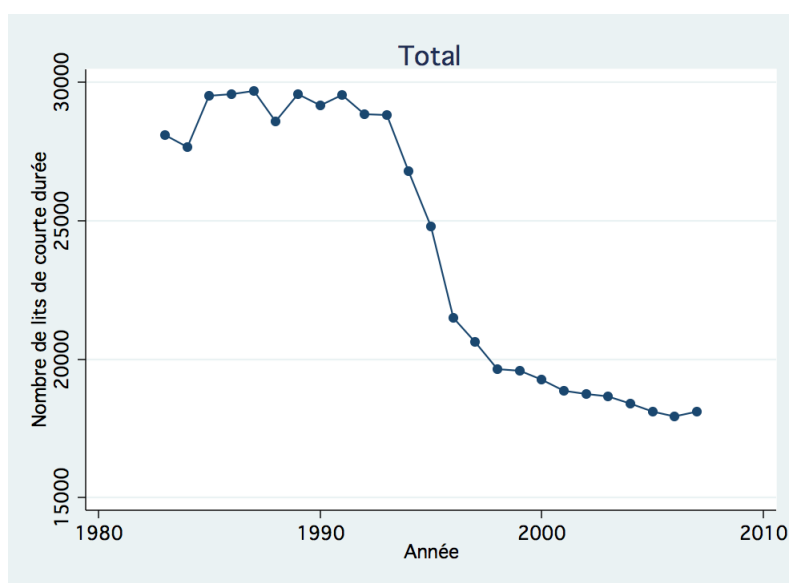


FIGURE 4 – Nombre de lits de courte durée

La durée moyenne d'une hospitalisation de courte durée Le graphique 5, nous montre que pour tous les groupes d'âges sans exception, la durée moyenne d'un séjour à l'hôpital a drastiquement diminué de 1984 à 1996-97 avant de se stabiliser. Ainsi, pour les moins de 15 ans, une hospitalisation durait en moyenne

5,5 jours au début de la période contre 3,5 à la fin, pour les 85 ans et plus, il en prenait 18 jours en 1984 et seulement 12,5 en 2006 pour une hospitalisation.

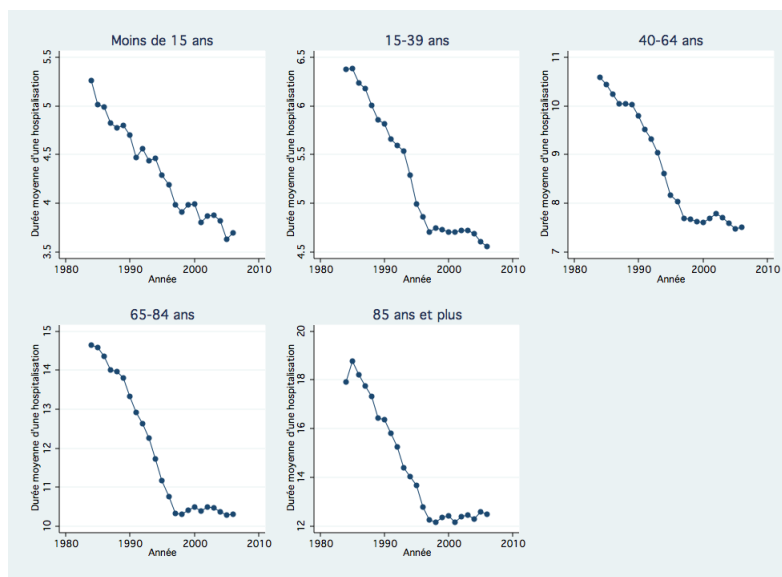


FIGURE 5 – Durée moyenne d’une hospitalisation de courte durée selon l’âge

Le nombre de journées d’hospitalisations observées et théoriques Le graphique 6 est constitué de deux courbes, le nombre de journées d’hospitalisations théoriques et observées. Le nombre théorique est le nombre maximal de journées d’hospitalisations de courte durée que peut offrir le réseau hospitalier chaque année. Il est calculé en multipliant le nombre de lits total par le nombre de jours dans l’année correspondante. Nous observons qu’il y a moins de journées d’hospitalisations effectives qu’il ne pourrait y en avoir en théorie, il y a en moyenne 1,4 fois moins de journées hospitalisées que la capacité d’accueil pourrait offrir.

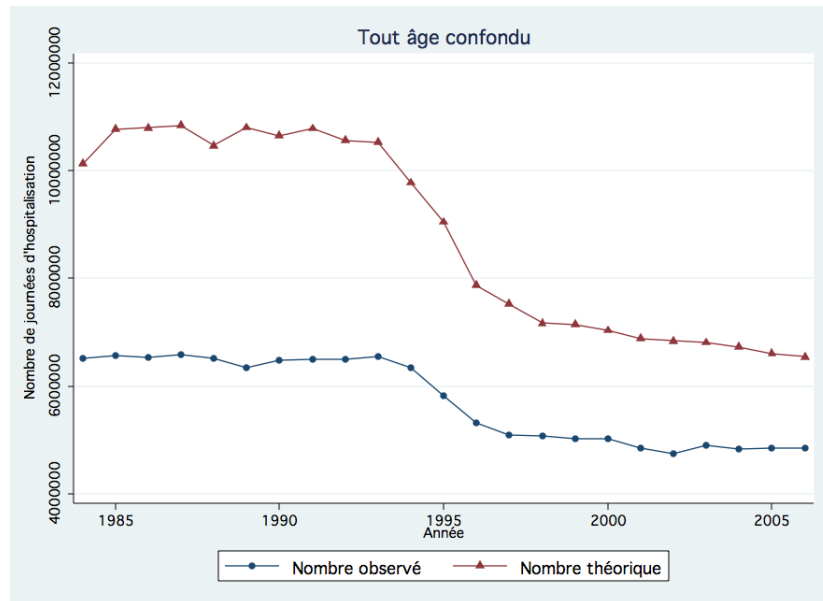


FIGURE 6 – Nombre de journées d’hospitalisations observées et théoriques

La population La population québécoise a augmenté en moyenne de 6,5% par an entre 1984 et 2006. En regardant chaque groupe d’âge, on constate la modification de la distribution de la population. Ainsi, les groupes les plus jeunes se vident de leurs individus au bénéfice des groupes d’âge de plus de 40 ans, c’est l’effet « papy boom ». L’accroissement de la population est le fruit de la grandeur relative de la natalité par rapport à la mortalité mais aussi de l’immigration.

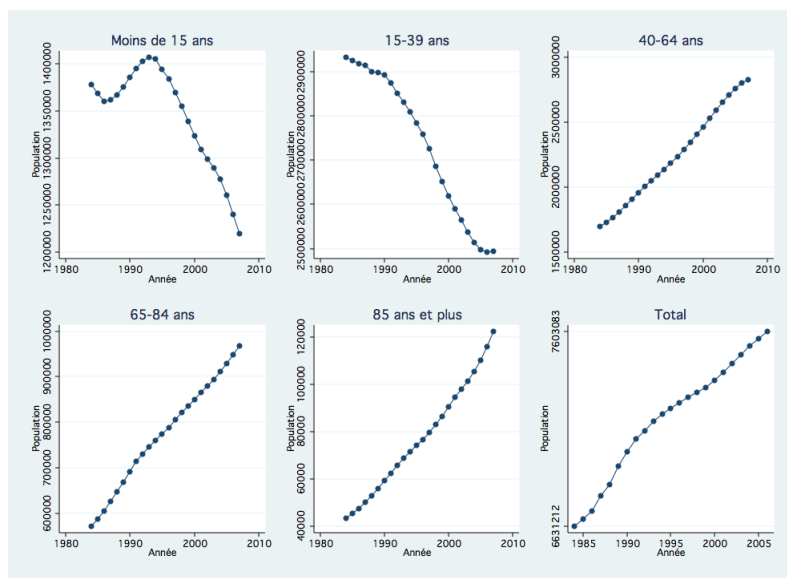


FIGURE 7 – Population québécoise selon l'âge

Le nombre de décès Concernant le nombre de décès, nous constatons qu'il a une tendance croissante chez les 65-84 ans entre le début de la période et 1997-1998. Passé cette date, ils sont en diminution. Pour les 85 ans et plus, ils augmentent sans cesse du début de la période jusqu'à la fin de celle-ci. L'augmentation de la population de ces groupes d'âge est donc accompagnée d'une augmentation du nombre de décès.

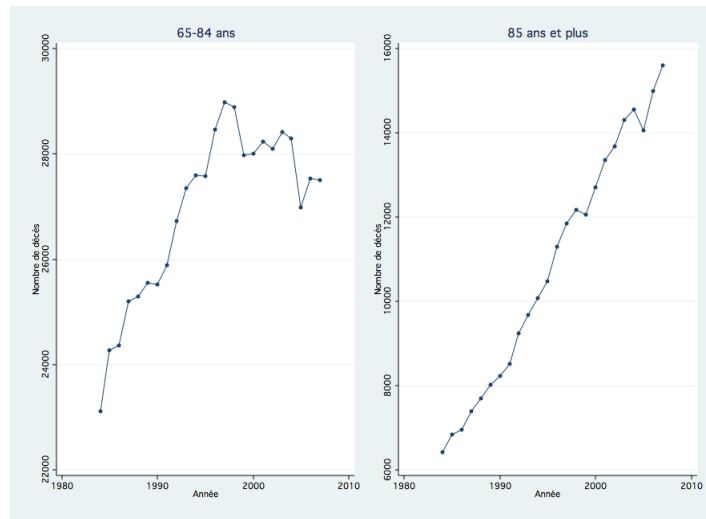


FIGURE 8 – Nombre de décès selon l'âge

Les points à retenir de cette analyse succincte sont les suivants, durant la période 1984-2006 :

- Il y a un accroissement de la population et la pyramide des âges a été modifiée ;
- Le nombre total d'hospitalisations était en hausse au début de la période puis a fortement diminué à partir de 1995, la distribution de ces changements est différente selon les groupes d'âge ;
- La durée moyenne des hospitalisations a fortement diminué et ce, quelque soit les groupes d'âge. Il semble aussi que l'on se rapproche de son minimum ;
- Le nombre de décès des 65-84 ans et des plus de 85 ans a augmenté sur la période d'étude. Cette augmentation conjuguée à celle de nombre d'individus présents dans ces groupes d'âge va avoir un effet sur les taux de mortalité.
- Le nombre de lits dressés a fortement diminué à partir de 1995-1996 pour ensuite se stabiliser.

4.3 Procédure d'estimation

La forme du modèle et son contenu ayant été exposés, nous allons expliquer la procédure d'estimation. À chaque groupe d'âge correspond un modèle traité séparément des autres. Il y a donc 5 modèles à estimer sur la période 1984-2006. Le logiciel utilisé est STATA 10.0. La méthode d'estimation est celle du maximum de vraisemblance et implique plusieurs choses. En premier lieu,

l'algorithme chargé de trouver les valeurs des coefficients les plus probables doit être choisi, ceux de Newton-Raphson et de Berndt-Hall-Hausman sont ceux utilisés dans ce travail. En second lieu, plusieurs méthodes s'offrent à nous afin d'établir les valeurs de départ, c'est-à-dire les conditions de départ de la procédure d'itération. Normalement, STATA s'occupe de les chercher lui-même mais il peut arriver que cela lui soit impossible. À ce moment-là, les valeurs initiales seront établies par la méthode des moindres carrés ordinaires. Ainsi, une régression des variables de demande sur le nombre d'hospitalisations par habitant nous donnera les valeurs de départ de ces dernières et il en sera de même avec les variables d'offre. Une fois les valeurs initiales établies, les algorithmes se chargent de trouver les valeurs des coefficients les plus probables. Une fois ces coefficients obtenus, nous allons calculer les probabilités de Kiefer exposées dans la section 4. Il est à noter que le modèle estime non seulement les coefficients de la demande $a_{1,i}$, de l'offre $a_{2,i}$ mais aussi la variance de ces deux équations, respectivement σ_1 et σ_2 . Dans la présentation des résultats, il y aura donc 4 équations estimées.

Le taux d'hospitalisation prédit par le modèle sera construit de la manière suivante :

$$\tilde{Q}_{t,i} = e_s \times Qd_{t,i} + e_d \times Qs_{t,i} + i_{ds} \times \text{Min}(Qd_{t,i}, Qs_{t,i})$$

où

$$\begin{cases} e_d = 1 \text{ si } \theta & \leq 0.425 \text{ et } e_d = 0 \text{ autrement} \\ e_s = 1 \text{ si } \theta_d & \geq 0.575 \text{ et } e_s = 0 \text{ autrement} \\ i_{ds} = 1 \text{ si } 0.425 < \theta_d & < 0.575 \text{ et } i_{ds} = 0 \text{ autrement} \end{cases}$$

avec $e_d = 1$ représentant une situation d'excès de demande, $e_s = 1$ d'excès d'offre et $i_{ds} = 1$ d'équilibre.

Une fois les probabilités calculées et les périodes d'excès de demande ou d'offre identifiées, deux tests de student sont construits. Dans le premier, nous regardons si pendant les périodes d'excès de demande, où $e_d = 1$, la demande estimée est significativement supérieure à la quantité observée. De manière analogue, la quantité offerte pendant les périodes d'excès d'offre est testée significativement supérieure ou non à la quantité observée.

Enfin, un autocorrélogramme des erreurs nous permettra de vérifier leur hypothèse d'indépendance temporelle.

5 Résultats et interprétations

Le tableau 1 contient les résultats des estimations. Nous y trouvons les coefficients estimés, leurs écart-types et leurs niveaux de signification pour chaque modèle correspondant aux groupes d'âge étudiés. Quatre équations apparaissent. Ainsi, nous y trouvons les équation de demande, d'offre et de leurs écart-types respectifs⁸.

Toutes les estimations ont convergé même s'il a été nécessaire d'établir les valeurs initiales par la méthode des moindres carrés ordinaires. Les coefficients estimés sont tous significativement différents de zéro à un niveau de confiance de 95% excepté celui de la tendance chez les 40-64 ans qui ne l'est qu'à 90%. De plus, les signes de ces derniers correspondent à nos attentes. Ainsi, le nombre de décès, de grossesses, d'accidents graves sont corrélés positivement à la demande d'hospitalisations de courte durée à l'instar de la population et de la chronicité des maladies. Du côté de l'offre, une diminution de la durée moyenne d'un séjour va augmenter le nombre d'hospitalisations offertes tandis qu'une augmentation dans le nombre de lits va augmenter la capacité du réseau. Les signes négatifs des coefficients des coûts d'ajustement confirment qu'un changement permanent dans le nombre de lits va diminuer l'effet de ces derniers.

8. Il est à noter que les valeurs des écart-types de la demande et de l'offre sont données en logarithme

TABLE 1 – Résultats des estimations

	(1) Moins de 15 ans	(2) 15-39 ans	(3) 40-64 ans	(4) 65-84 ans	(5) 85 ans et plus
Demande					
Population	0.107* (0.02)	0.112* (0.02)			
Dummy2*tendance	133246.1* (36537.04)		5338.2+ (2785.21)		
Dummy1*population	0.0136* (0.00)				
Grossesses		1.636* (0.18)			
Victaccg		617.1* (121.84)			
MM(hosp)			1.314* (0.15)		
MM(décès)				17.78* (0.78)	3.784* (0.11)
Constante	-84329.6* (21192.21)	-279519.5* (40654.48)	-63433.1* (30143.42)	-288707.3* (20515.60)	-10864.0* (908.04)
Ln(écart-type) Demande					
Constante	7.624* (0.19)	8.245* (0.18)	8.385* (0.17)	7.661* (0.36)	6.186* (0.20)
Offre					
Ln(lits)	144715.4* (34472.66)	27709.8* (603.24)	22907.5* (1168.17)	121035.8* (9807.50)	14278.1* (1136.95)
Durée	-27642.0* (9343.76)			-24615.0* (1175.30)	
Coûts d'ajustement		-631689.7* (96464.89)	-350795.6* (128498.89)	-109170.4* (26572.26)	-74688.6* (7549.86)
Prop(F,H)					-38853.2* (4273.94)
Constante	-1256816.0* (304447.26)			-736461.6* (85385.26)	
Ln(écart-type) Offre					
Constante	7.568* (0.29)	8.673* (0.42)	8.391* (0.39)	7.913* (0.18)	6.723* (0.21)

Standard errors in parentheses

+ $p < 0.10$, * $p < 0.05$

5.1 Rationnement

À partir des estimations des résultats obtenus, la demande et l'offre estimées sont calculées pour chacun des groupes d'âge. Les graphiques 9 et 10 les illustrent en les apposant aux quantités observées.

À la lecture des graphiques 9 et 10, nous observons que l'offre et la demande évoluent de manière différente sur la période d'étude et ce, pour tous les groupes d'âge. Ceci semble confirmer l'importance de la séparation entre les besoins de la population et la capacité du réseau hospitalier. Au début de la période et pour chaque tranche d'âge, la demande d'hospitalisations de courte durée est proche de la quantité observée. Toutefois, les moins de 15 ans, les 40-64 ans et les 85 ans et plus se démarquent des deux autres catégories d'âge par la différence significative entre leur demande et leur offre. À partir de 1995 se dégage une nouvelle tendance. Une diminution soudaine de la capacité du réseau survient à cette date induite par une baisse dans le nombre de lits dressés. Par la suite, nous observons que les plus de 65 ans se différencient des autres par une offre d'hospitalisations de courte durée inférieure à leurs besoins tandis que c'est l'inverse pour les jeunes. Ces graphiques illustrent le fait que la quantité d'hospitalisations est générée par différents régimes à savoir des régimes d'excès d'offre, de demande et d'équilibre. De plus, contrairement aux plus jeunes, les vieux semblent subir un rationnement de leur demande après 1995.

Grâce aux valeurs des coefficients estimés, nous pouvons calculer les probabilités de Kiefer et procéder aux tests évoqués en 2.2.2. Avant de poursuivre, il est important de comprendre ces tests et les conclusions que l'on en tire. À partir des valeurs des probabilités obtenues, nous pouvons confirmer la présence des différents régimes identifiés plus haut.

Nous allons confirmer l'existence de périodes de rationnement à l'aide d'un test de Student. Nous allons tester l'hypothèse nulle selon laquelle la demande est égale à la quantité observée durant les périodes d'excès de demande. L'hypothèse alternative est que les besoins d'hospitalisations de la population sont supérieurs à la quantité observée. Si l'hypothèse nulle ne peut être rejetée alors ces besoins ne sont pas significativement différents de la quantité observée et ce régime s'apparente à un régime d'équilibre. On procède de la même manière avec l'offre durant les période d'excès de capacité. Les valeurs des probabilités ainsi que les résultats des tests sont exposés en annexe. La figure 11 est une interprétation de ces résultats et nous permet de voir les périodes durant lesquelles un rationnement de la demande existe. Les périodes d'absence de rationnement

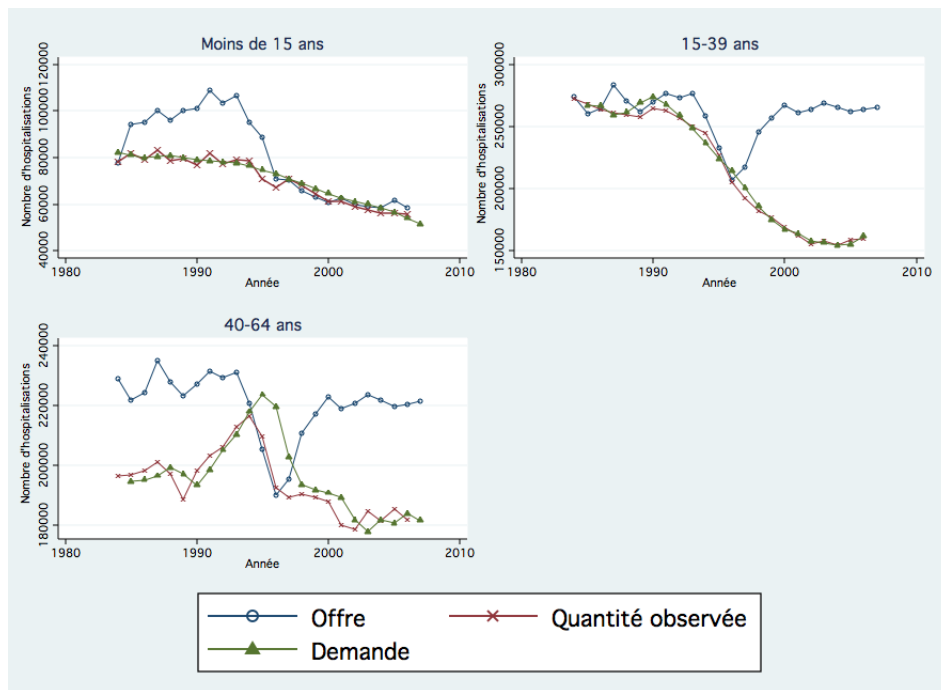


FIGURE 9 – Demande, offre et quantités observées selon l'âge, moins de 65 ans

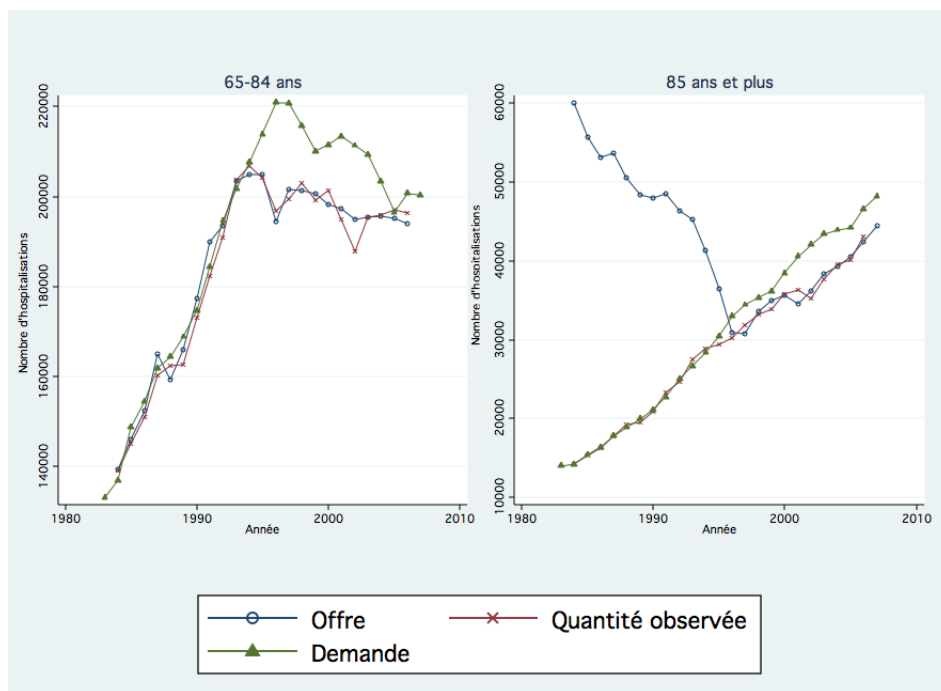


FIGURE 10 – Demande, offre et quantités observées selon l'âge, plus de 65 ans

peuvent aussi bien être des périodes d'excès d'offre que d'équilibre.

À la lecture de la figure 11, nous observons que la période d'étude est constituée de trois phases. Avant 1996-1997, les demandes de chacun des groupes d'âge ne sont pas rationnées⁹. En 1996-1997, tous les groupes d'âge sont rationnés dans leur demande, la diminution de la capacité d'accueil des établissements hospitaliers engendrée par la baisse dans le nombre de lits en est la raison. Après cette date et jusqu'à la fin de la période d'étude, nous observons que les groupes d'âge suivent une tendance différente. Ainsi, les 65 ans et plus voient leur demande rationnée tandis que les plus jeunes ne le sont pas.

La figure 12 représente l'importance du rationnement pour les 65-84 et les 85 ans et plus à partir de 1996. Ce rationnement doit être lu comme le pourcentage de la demande à la période t qui ne s'est pas vu satisfaite. Il est calculé à partir de la différence entre la demande estimée et la quantité observée.

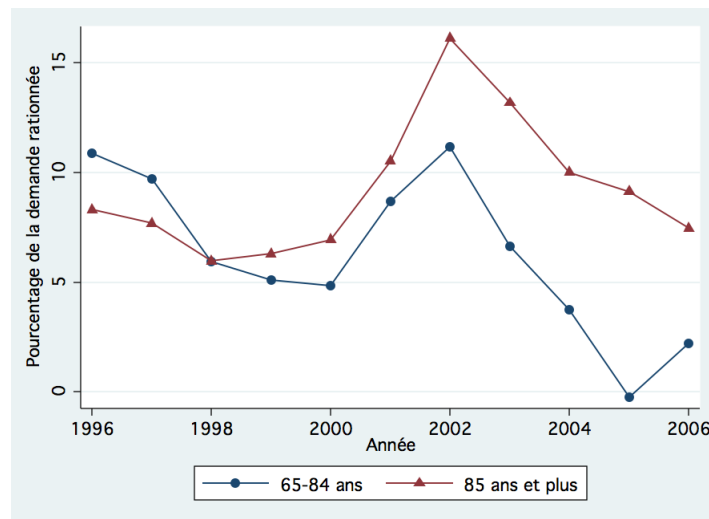


FIGURE 12 – Importance du rationnement en pourcentage de la demande

Le rationnement des 65 ans et plus n'est pas négligeable. En effet, les 65-84 ans et les 85 ans et plus voient respectivement 8% et 10% de leur demande

9. Durant certaines années, des groupes d'âge voient toutefois leur demande rationnée. Mais ces périodes sont marginales et ces excès de demande sont la conséquence d'une augmentation soudaine de la demande.

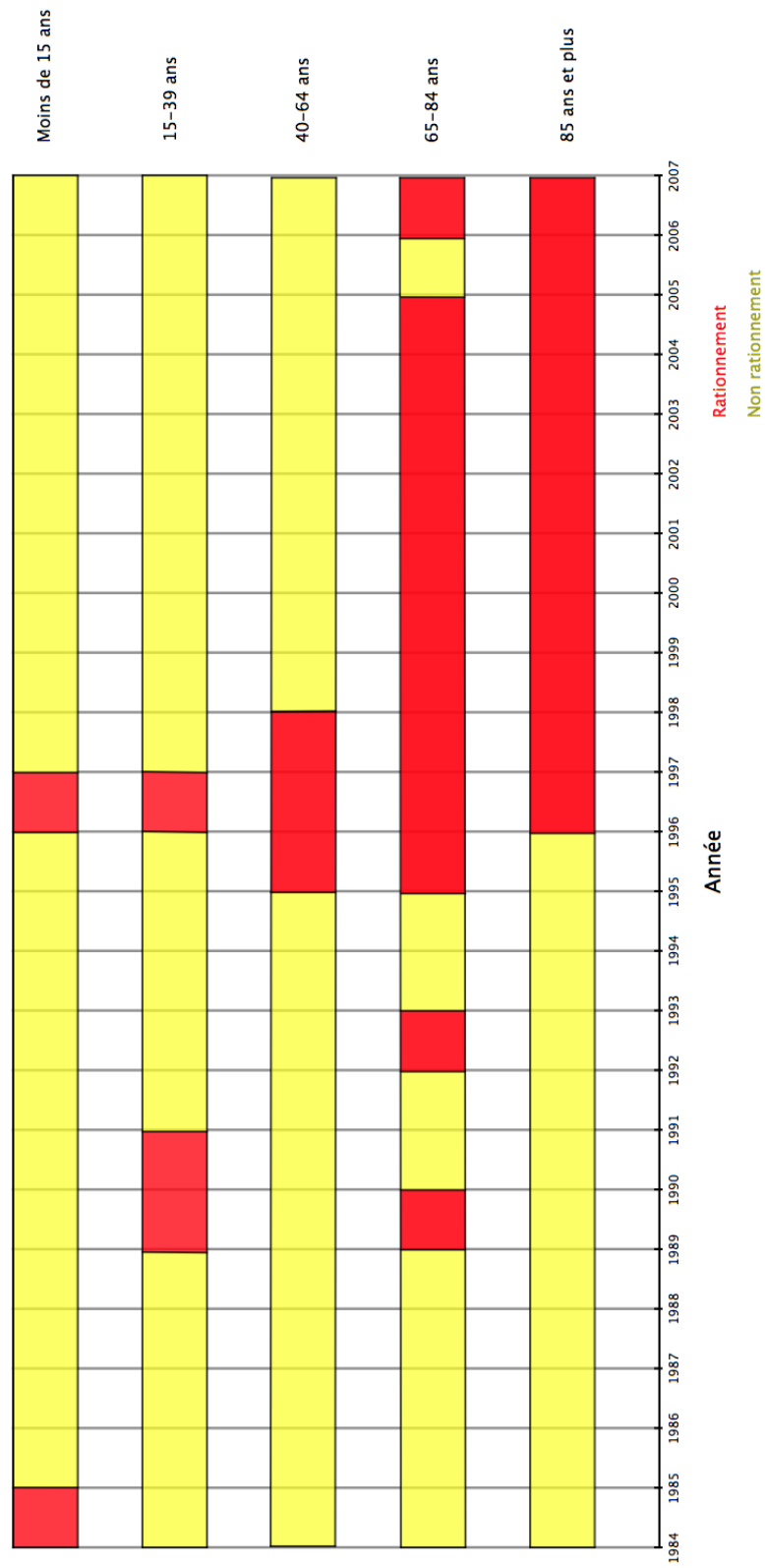


FIGURE 11 – Périodes de rationnement

rationnée en 1996 pour atteindre un pic en 2002 avec un rationnement atteignant respectivement 11% et 16% de leur demande. Par la suite, le rationnement des 65-84 ans diminue et on arrive à une demande se rapprochant significativement de la quantité transigée¹⁰. Même si l'importance de ce rationnement diminue aussi chez les 85 ans et plus, il n'en reste pas moins non négligeable avec 7,5 % de la demande rationnée à son niveau le plus bas en 2006. Si nous regardons le graphique 10, nous voyons que la diminution du rationnement chez les 65-84 ans est entraînée par une diminution de leur demande à partir de 2002. Les 85 ans et plus voient eux leur demande et leur offre augmenter durant cette période d'où le maintien d'un rationnement significatif pour cette tranche d'âge.

Cette sous-section contient le résultat le plus important de notre analyse. En effet, grâce à l'introduction du modèle de déséquilibre, nous pouvons constater qu'un rationnement des plus vieux existe depuis 1995 tandis que les plus jeunes ne sont pas rationnés. La prise en compte de ces résultats dans l'analyse vont nous permettre de regarder l'effet du vieillissement de la population d'une manière différente et certainement plus précise qu'à l'accoutumée.

5.2 Vieillissement de la population

D'un point de vue démographique, deux changements se sont opérés pendant ces 23 années. Tout d'abord, la pyramide des âges a évolué. La part de la population âgée a augmenté tandis que celle des plus jeunes a diminué. Ce changement est une illustration du vieillissement de la population. Ensuite, l'espérance de vie a augmenté et les Québécois vivent plus longtemps. Les catégories d'âge les plus vieilles voient donc leur population augmenter tandis que leurs taux de mortalité diminuent. De ces évolutions émergent deux questions importantes. Ainsi nous voudrions connaître dans un premier temps l'effet de la modification de la pyramide des âge sur les hospitalisations de courte durée. Dans un deuxième temps, c'est l'effet de l'évolution des taux de mortalité sur ces hospitalisations qui nous intéresse. Cette sous-section va traiter de ces questions tout en tenant compte des résultats précédents sur le rationnement des plus vieux.

10. En 2005, les 65-84 ans ne sont pas rationnés, d'où le pourcentage nul à cette période

5.2.1 La modification de la pyramide des âges

Pour regarder l'impact de cette modification, nous allons à partir des coefficients estimés regarder le niveau des quantités d'hospitalisations demandées et transigées en 2006 avec une structure de la population de l'année 1985 toutes choses étant égales par ailleurs. Ces quantités sont comparées à celles effectivement demandées et transigées en 2006. Le tableau suivant nous donne les parts des cinq groupes d'âge considérés sur la population totale en 1985 et en 2006.

TABLE 2 – Part des groupes d'âge dans la population totale selon l'année

Groupe d'âge	Structure de 1985	Structure de 2006
Moins de 15 ans	20,6 %	16,3 %
15 - 39 ans	43,9 %	32,8 %
40 - 64 ans	26 %	36,9 %
65 - 84 ans	8,8 %	12,5 %
85 ans et plus	0,7 %	1,5 %
Total	100 %	100 %

Groupe d'âge	Niveau 2006	Niveau en 2006 avec une structure de 1985
Moins de 15 ans	1 239 954	1 560 692
15 - 39 ans	2 492 034	3 336 717
40 - 64 ans	2 798 493	1 974 398
65 - 84 ans	947 477	670 406
85 ans et plus	115 955	51 699
Total	7 593 914	7 593 914

À la lecture de ce tableau, nous voyons que les 15-39 ans, les 40-64 ans et les 85 ans et plus ont vu leur part dans la population changer de manière importante, diminuant pour le premier et augmentant pour les deux autres. Les moins de 15 ans voient leur part diminuer tandis que les 65-84 sont un peu plus représentés en 2006 qu'en 1985. Les nombres d'individus dans chaque groupe d'âge qu'il y aurait eu en 2006 avec une structure de 1985 sont ceux utilisés pour calculer les nouvelles quantités demandées et transigées que l'on va respectivement appeler par la suite « quantités demandées calculées en 2006 » et « quantités transigées calculées en 2006 ». Ces quantités sont comparées aux quantités demandées estimées et aux quantités transigées des années correspondantes. Les variations

entre les quantités estimées et calculées nous donnent l'effet du vieillissement de la population. Ainsi, nous avons toutes choses égales par ailleurs, l'impact des changements du nombre d'individus dans chacun des groupes d'âge sur les quantités demandées et transigées desdits groupes d'âge et au total. Afin de ne conserver uniquement l'effet du vieillissement de la population, l'état de santé a été supposé inchangé. Pour ce faire, les taux de mortalité n'ont pas été modifiés et l'effet du vieillissement est donné par la diminution du nombre de décès lorsque la structure de 1985 est considérée. Le tableau 3 suivant résume les quantités demandées et transigées¹¹ selon la structure de la population considérée.

11. Cette quantité n'est pas le minimum entre la quantité demandée agrégée et celle offerte, mais l'agrégation du minimum de la demande et de l'offre de chaque groupe d'âge. Cette quantité est calculée selon la formule suivante : $Quantité\ transigée = \sum_{i=1}^5 Min(Qd_i; Qs_i)$.

TABLE 3: Impact du changement dans la structure de la population

MOINS DE 15 ANS	<i>Niveau 2006 - Structure de 1985</i>	<i>Niveau 2006</i>	<i>Variations</i>
<i>Quantité Demandée</i>	87 994,3	53 991,8	- 38,6 %
<i>Quantité Offerte</i>	58 364,3	58 364,3	
<i>Quantité transigée</i>	58 364,3	53 991,8	- 7,4 %
15 -39 ANS	<i>Niveau 2006 - Structure de 1985</i>	<i>Niveau 2006</i>	<i>Variations</i>
<i>Quantité Demandée</i>	255 677,4	161 882,5	- 36,7 %
<i>Quantité Offerte</i>	263 694,3	263 694,3	
<i>Quantité transigée</i>	255 677,4	161 882,5	- 36,7 %
40-64 ANS	<i>Niveau 2006 - Structure de 1985</i>	<i>Niveau 2006</i>	<i>Variations</i>
<i>Quantité Demandée</i>	170 863,6	183 871,8	+ 7,6 %
<i>Quantité Offerte</i>	220 089,2	220 089,2	
<i>Quantité transigée</i>	170 863,6	183 871,8	+ 7,6 %
65-84 ANS	<i>Niveau 2006 - Structure de 1985</i>	<i>Niveau 2006</i>	<i>Variations</i>
<i>Quantité Demandée</i>	142 023,5	200 711	+ 41,3 %
<i>Quantité Offerte</i>	193 921,1	193 921,1	
<i>Quantité transigée</i>	142 023,5	193 921,1	+ 36,5 %
85 ANS ET PLUS	<i>Niveau 2006 - Structure de 1985</i>	<i>Niveau 2006</i>	<i>Variations</i>
<i>Quantité Demandée</i>	20 777,8	46 603,4	+ 124,3 %
<i>Quantité Offerte</i>	42 392,1	42 392,1	
<i>Quantité transigée</i>	20 777,8	42 392,1	+ 104,02 %
Total	<i>Niveau 2006 - Structure de 1985</i>	<i>Niveau 2006</i>	<i>Variations</i>
<i>Quantité Demandée agrégée</i>	658 636,6	647 060,5	- 1,7 %
<i>Quantité Offerte agrégée</i>	778 460,9	778 460,9	
<i>Quantité transigée agrégée</i>	647 706,6	636 059,3	- 1,8 %

Du côté des hospitalisations demandées, nous voyons que le changement de la pyramide des âges a entraîné une diminution de la quantité totale d'hospitalisations. Ceci est dû au fait que le nombre d'hospitalisations demandées per capita ne sont pas les mêmes selon les groupes d'âge considérés tout comme les changements dans le poids d'un groupe d'âge sur la population totale. Par contre, si l'on regarde les tranches d'âge une à une, on remarque que les quantités demandées en 2006 sont inférieures d'environ 40 % pour les moins de 15 ans et pour les 15-39 ans par rapport à celles avec la structure de 1985. Les 40-64 ans voient eux leurs quantités demandées supérieures de 7,6% avec la structure de 2006 tandis que les besoins des 65-84 ans et des 85 ans et plus ont respectivement augmenté de 41,3 % et de 124,3 % lors du passage entre une structure de population jeune à une plus âgée. Pour les plus vieux, à taux de mortalité constants, une augmentation dans le nombre d'individu entraîne une hausse du nombre de décès en cette période. L'évolution de leur demande en est affectée et nous observons donc l'effet de la hausse du nombre de décès sur cette demande.

L'application de la condition minimum pour chacune des tranches d'âge représentée par la valeur de la quantité transigée induit un rationnement de la demande pour certains groupes d'âge. Ce rationnement, s'il existe, va diminuer les variations obtenues ci-dessus car elles vont être limitées par l'importance des quantités offertes qui ne varient pas avec le changement dans la pyramide des âges. Nous observons pour les 15-39 ans et pour les 40-64 ans, la variation des quantités transigées en 2006 entre la structure de 1985 et celle de 2006 est la même que celle des quantités demandées. Ceci est dû au fait que le vieillissement de la population n'a pas entraîné pour ces catégories d'âge un changement dans le régime identifié. Dans les deux situations, la quantité transigée des 15-64 ans correspond à leurs besoins, la capacité du réseau ne vient pas limiter cette dernière. Les autres groupes d'âge voient les variations dans leurs quantités transigées inférieures à celle dans leurs quantités demandées. En effet, le vieillissement de la population a entraîné un changement de régime pour ces trois groupes. Les moins de 15 ans ne sont pas rationnés dans une structure plus vieille tandis que c'est l'inverse pour les plus de 65 ans.

Pour prendre en compte les rationnements dans l'analyse, il nous faut appliquer la condition minimum pour tous les groupes d'âge et procéder à l'agrégation des quantités obtenues. Ce qui en résulte est plutôt surprenant. En effet, une population plus vieille conduit à un nombre d'hospitalisations inférieur de 1,8 % par rapport au niveau qu'il aurait eu avec une population jeune. Ceci confirme

l'importance de l'introduction des rationnements dans l'analyse. En effet, si les jeunes ne sont pas rationnés, alors une diminution de leur nombre va diminuer leur besoins qui sont satisfaits et conduit donc à une quantité d'hospitalisations transigée inférieure. Le mécanisme est inversé pour les catégories d'âge plus âgées qui sont rationnées.

L'effet du vieillissement de la population n'est donc pas celui que l'on croit. Avec le jeu des rationnements, nous obtenons plus d'hospitalisations avec une population jeune qu'avec une plus âgée. La diminution du nombre d'hospitalisations entre 1985 et 2006 est explicable par ce mécanisme. Toutefois, chez les plus vieux, ce vieillissement crée une pression de la demande sur le système de santé. Cette pression a été quelque peu compensée par la diminution de la demande chez les jeunes. La question est de savoir si pour ces derniers, nous sommes en train d'atteindre un minimum dans leurs besoins, ce qui laisserait entrevoir une pression plus importante de la demande totale d'hospitalisations de courte durée à l'avenir.

5.2.2 L'effet de la mortalité

Les taux de mortalité sont calculés à partir du nombre de décès et du niveau de la population. Pour les 65-84, le taux était de 4,2% en 1985 contre 2,9% en 2006. Les 85 ans et plus ont vu leur taux de mortalité passé de 14,6% à 13,1% entre 1985 et 2006. De manière analogue à la partie sur le changement dans la pyramide des âges, le tableau suivant va nous donner les quantités demandées et observées calculées en procédant aux changements dans les taux de mortalité. Ainsi, les taux de 1985 vont être appliqués en 2006 afin de regarder l'effet du changement dans l'état de santé de la population sur les hospitalisations demandées et transigées à structure de la population constante.

TABLE 4: Impact du changement des taux de mortalité

65-84 ANS	<i>Niveau 2006 - Taux de 1985</i>	<i>Niveau 2006</i>	<i>Variations</i>
<i>Quantité Demandée</i>	416 327	200 711	- 51,8 %
<i>Quantité Offerte</i>	193 921,1	193 921,1	
<i>Quantité transigée</i>	193 921,1	193 921,1	0 %

85 ANS ET PLUS	<i>Niveau 2006 - Taux de 1985</i>	<i>Niveau 2006</i>	<i>Variations</i>
<i>Quantité Demandée</i>	53 285,4	46 603,4	- 12,5 %
<i>Quantité Offerte</i>	42 392,1	42 392,1	

<i>Quantité transigée</i>	42 392,1	42 392,1	0 %
---------------------------	----------	----------	-----

Total	<i>Niveau 2006-Taux de 1985</i>	<i>Niveau 2006</i>	<i>Variations</i>
<i>Quantité Demandée</i>	869 358,6	647 060,5	- 25,6 %
<i>Quantité Offerte</i>	778 460,9	778 460,9	
<i>Quantité transigée</i> ¹²	636 059,3	636 059,3	0 %

Du côté de la demande, nous voyons qu'au total, les besoins de la population ont diminué de 25 % en 2006 avec l'augmentation de l'état de santé des plus vieux survenu entre 1985 et 2006. Individuellement, les besoins des 65-84 ans et des 85 ans et plus ont respectivement diminué de 51,8 % et de 12,5 %. Toutefois, ces diminutions ne sont pas suffisantes à la disparition du rationnement de leurs besoins. L'agrégation des minimum entre les besoins des individus et la capacité du réseau pour chacun des groupes d'âge résulte en des quantités qui ne varient pas si l'état de santé des plus vieux s'améliore.

Ces résultats confirment largement les études de Seshamani [20, 19, 18] selon lesquelles le nombre d'années avant la mort est un déterminant majeur de la demande d'hospitalisations. Toutefois, les changements de ces taux s'appliquent à des individus dont les besoins sont rationnés. La diminution du nombre de personnes dans leurs dernières années de vie a donc uniquement un effet sur les quantités demandées. L'agrégation qui s'ensuit ne nous permet pas d'observer une diminution du nombre totale d'hospitalisations transigées.

5.3 La performance des modèles

Dans les graphiques 13 et 14, nous trouvons les quantités d'hospitalisations de courte durée prédites apposées aux quantités observées pour chaque groupe d'âge. Les quantités estimées sont construites à partir de la formule exposée en 4.3.

¹². Cette quantité est calculée selon la formule suivante : $Quantité\ transigée = \sum_{i=1}^5 Min(Qd_i; Qs_i)$.

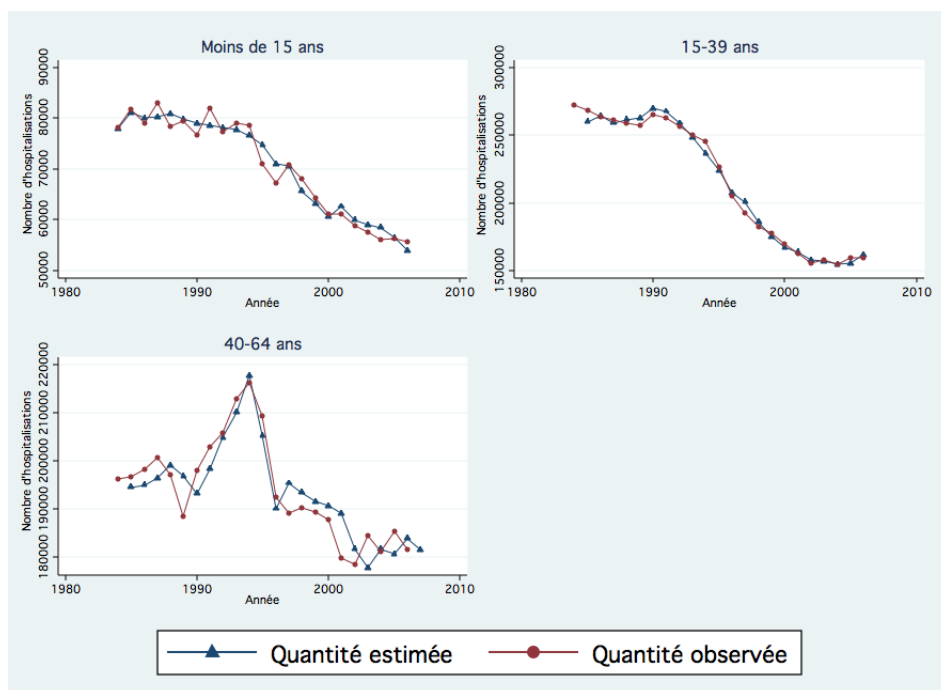


FIGURE 13 – Hospitalisations estimées et observées selon l'âge, moins de 65 ans

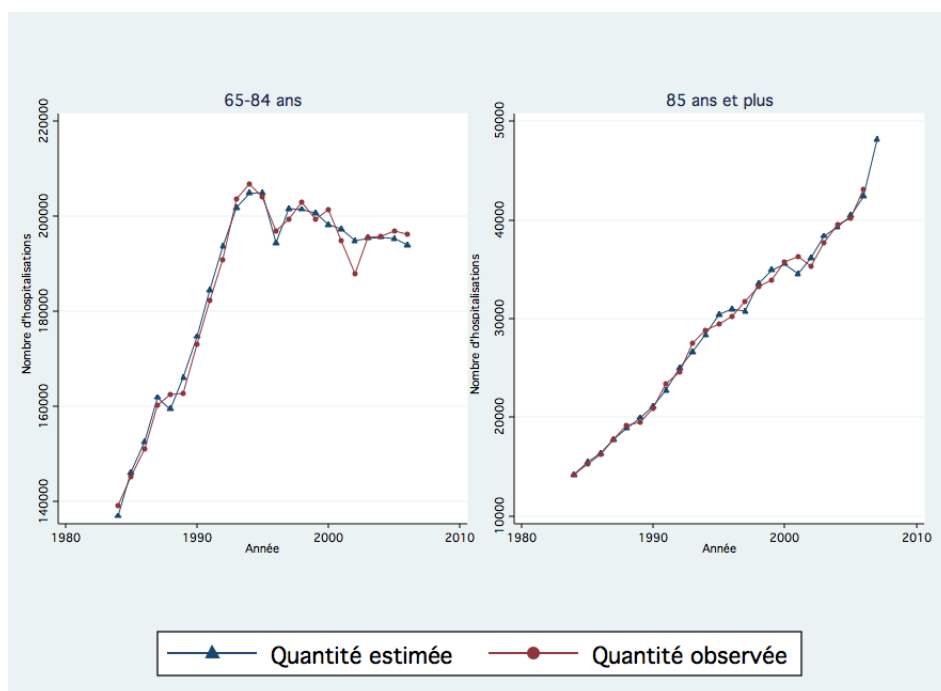


FIGURE 14 – Hospitalisations estimées et observées selon l'âge, plus de 65 ans

Les estimations sont proches des observations même pour les 40-64 ans dont le nombre d'hospitalisations est très volatile. Les modèles sont donc performants selon ce critère. En différenciant les valeurs associées aux deux courbes, nous obtenons les pourcentages des erreurs de nos estimations, soit :

$$U_t = \left(\frac{\text{Hospitalisations prédictes}_t - \text{Hospitalisations observées}_t}{\text{Hospitalisations observées}_t} \right) \times 100$$

Ces dernières apparaissent sur le graphique 15.

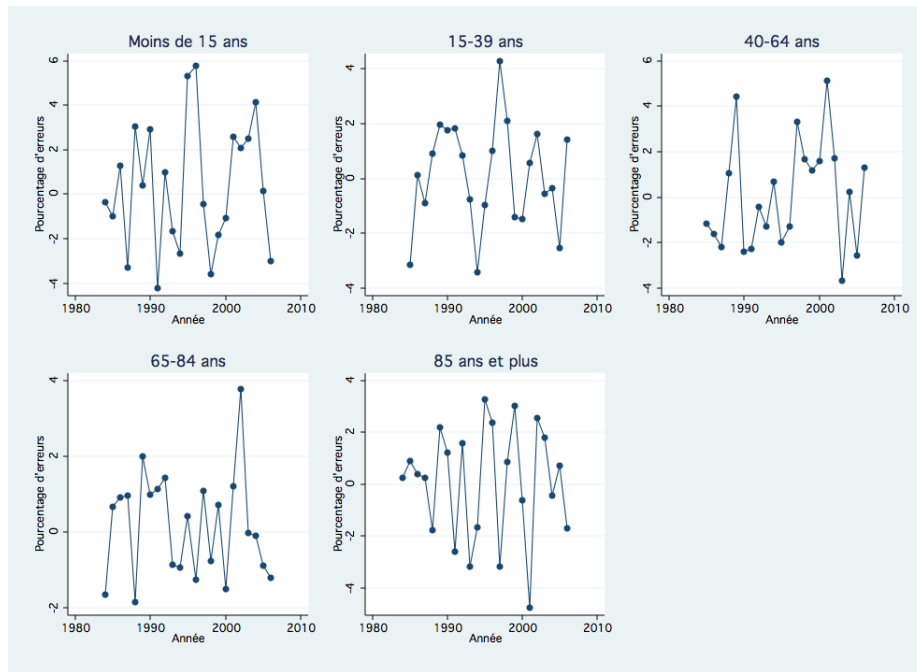


FIGURE 15 – Pourcentage des erreurs dans le temps selon l'âge

À la lecture de ce graphique, nous constatons que les erreurs de nos estimations sont comprises entre 0% et 6 %. Il n'y a pas de dynamique dans ces dernières. Leurs variances semblent constantes tandis que leurs espérances sont proches de zéro.

À partir des erreurs calculées, nous traçons les autocorrélogrammes et les autocorrélogrammes partiels afin de vérifier l'absence d'autocorrélation de ces dernières. Les deux graphiques 16 et 17 sont présentés car l'autocorrélogramme

va nous donner la corrélation entre e_t et e_{t-k} ¹³. Toutefois, une autocorrélation significativement non-nulle entre ces deux variables peut être due au fait que ces deux observations sont corrélées avec une observation intermédiaire.

13. e_t est la notation des erreurs en niveau, cette variable est calculée de la manière suivante : $e_t = Hospitalisations\ prédites_t - Hospitalisations\ observées_t$

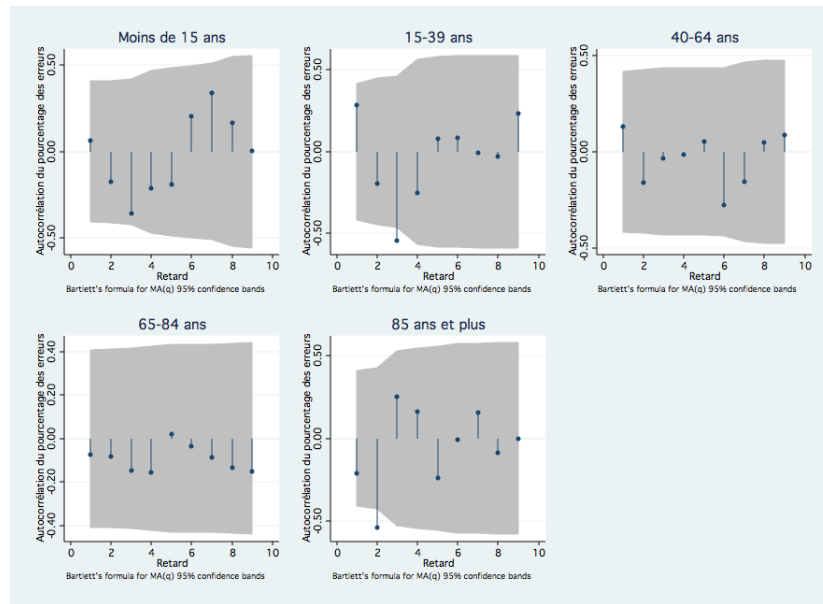


FIGURE 16 – Autocorrélogramme des erreurs

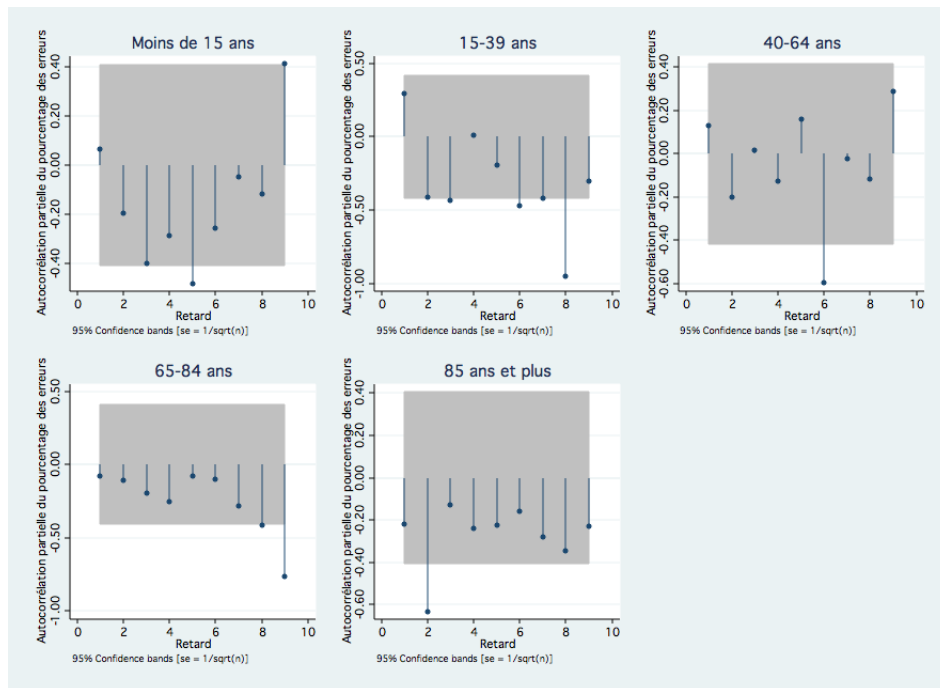


FIGURE 17 – Autocorrélogramme partiel des erreurs

D’après la figure , chez les 15-39 ans, il semble y avoir une corrélation entre e_t et e_{t-3} qui est toutefois nulle lorsque nette des effets de e_t et e_{t-2} . Par contre, il y a bien une corrélation entre e_t et e_{t-2} chez les 85 ans et plus.

6 Discussion

Ce travail a permis l’élaboration d’une nouvelle manière d’analyser le marché des hospitalisations de courte durée au Québec. Ainsi, les méthodes jusqu’à présent utilisées présentent deux problèmes majeurs. Tout d’abord, elles sont toutes destinées à prévoir les coûts de l’utilisation des ressources des soins de santé. Même si les approches mixtes font de la prévision des quantités un préalable, l’agrégation qui s’en suit omet la séparation de l’offre et de la demande et passe donc outre l’existence éventuelle d’un rationnement de cette dernière. Ensuite, les particularités du système de santé québécois, résumées par la gratuité et l’universalité des soins, ont des conséquences sur la façon de traiter les hospitalisations de courte durée. Ainsi, la variable d’ajustement, le prix, est absente. L’offre et la demande ne sont donc pas confondues et cela est illustré par la présence de files d’attente dans le traitement des patients.

Ces deux problèmes majeurs nous ont poussé à considérer un modèle de déséquilibre. Ces types de modèles permettent de prendre en compte ces particularités. Ainsi, nous avons pu distinguer la capacité du réseau hospitalier des besoins de la population à partir des quantités d’hospitalisations de courte durée observées à chaque période. Par la suite, il nous a été possible de distinguer les régimes d’excès d’offre, de demande et d’équilibre afin de savoir quels groupes d’âge sont rationnés et à quelles périodes.

Notre étude montre que les plus de 65 ans voient leur demande rationnée depuis 1995-1996 tandis que les moins de 65 ans ne le sont pas durant cette période. Les conséquences de ce résultat sont importantes dans l’étude, par exemple, de l’effet du vieillissement de la population. En effet, nous avons vu que l’augmentation du nombre d’individus dans ces groupes d’âge a généré une pression de leur demande sur le système. Toutefois, le vieillissement englobe aussi la diminution de la part des jeunes dans la population. Ces jeunes n’étant pas rationnés, la diminution des hospitalisations de courte durée qui leur sont attribuées va minimiser l’impact de la modification de la pyramide des âges sur la demande totale. Le plus grand impact provient des changements dans les taux de mortalité. Les conclusions de Seshamani et de Di Matteo [20, 3][20, 3] mettant

en évidence l'importance du nombre d'années avant la mort sont confirmées avec nos études d'impact. La question de l'évolution de la morbidité est donc centrale pour la suite. Va-t-on voir une compression de celle-ci ? Une expansion ? Les réponses vont être apportées par les études épidémiologiques et doivent être prises en considération dans les travaux futurs.

Le modèle construit peut être amélioré de diverses façons. Ainsi, la ventilation des hospitalisations de courte durée selon leur type, urgentes ou électives, rendra les résultats beaucoup plus précis. Au Québec, il nous semble raisonnable d'affirmer que les demandes d'hospitalisations urgentes seront satisfaites. Le système hospitalier ne laissera pas « sur la touche » des individus dont l'état de santé se dégrade d'une telle façon qu'il en va du danger pour la vie desdits individus. Par contre, la demande des hospitalisations électives va être rationnée ou non selon l'importance de la quantité d'urgent ayant accès aux ressources. Pour le premier type, une simple régression des variables de demande sur le nombre d'hospitalisations de courte durée suffira à la prévision des quantités futures. Le modèle de déséquilibre prendra tout son intérêt dans le cas des électifs, car la demande et l'offre vont être séparées et l'inclusion de la condition minimum sera importante et utile. Enfin, une période d'étude plus longue permettrait elle aussi aux résultats d'être plus précis.

Références

- [1] Castonguay C., Castonguay J. et Montmarquette C., “La pérennité du système de santé : un enjeu de finances publiques”, Mémoire présenté à la commission des affaires sociales, CIRANO, 2006.
- [2] Conference Board du Canada, “Projection des équilibres financiers des gouvernements du Canada et du Québec”, Document préparé pour la commission sur le déséquilibre fiscal, 2002.
- [3] Di Matteo L., “The Macro Determinants Of Health Expenditure In The United States And Canada : Assessing The Impact Of Income, Age Distribution And Time”, *Health Policy*, Vol. 71, 2005, 23-42.
- [4] Dormont B., Grignon M. Et Huber H., “Health Expenditure Growth : Reassessing The Threat Of Ageing”, *Health Economics*, Vol. 15, 2006, 947-963.
- [5] Fair, R. C. et Jaffee D. M., “Methods of estimation for Markets in Disequilibrium”, *Econometrica*, Vol.40, 1972, 497-514.
- [6] Getzen T., “Health Care Is An Individual Necessity And A National Luxury : Applying Multilevel Decision Models To The Analysis Of Health Care Expenditures”, *Journal of Health Economics*, Vol. 19, 2000, 259-270.
- [7] Hajivassiliou V. “An Aggregative Disequilibrium Model of the U.S. Labour Market”, Cowles Foundation Discussion Papers, 1987.
- [8] Kiefer N., “A Note on regime Classification in Disequilibrium Models”, *Review of Economic Studies*, Vol. 47, 1980, 637-639.
- [9] Maddala, G. S., “Disequilibrium, Self Selection, And Switching Models”, *Handbook of Econometrics*, 1986.
- [10] Maddala G. S. et Nelson F. D., “ Maximum Likelihoods Methods for Models of Markets in Disequilibrium”, *Econometrica*, Vol. 42, 1974, 1013-1030.
- [11] Muellbauer J., “Macrotheory vs. Macroeconometrics : The Treatment of disequilibrium in Macromodels”, Birkbeck College, Discussion Paper No. 29, 1978.
- [12] Newhouse J. P., "Medical Care Expenditure : A Cross-National Survey", *The Journal of Human Resources*, Vol. 12(1), 1977, 115-125.
- [13] Newhouse J. P., "Medical Care Costs : How Much Welfare Loss ?", *Journal of Economic Perspectives*, Vol. 6(3), 1992, 3-21.
- [14] O’Connell J., “The Relationship Between Health Expenditures And The Age Structure Of The Population In OECD Countries”, *Health Economics*, Vol. 5, 1996, 573-578.
- [15] Okunade A. A. Et Murthy V. N. R., “Technology As A ‘Major Driver’ Of Health Care Costs : A Cointegration Analysis Of The Newhouse Conjecture”, *Journal of Health Economics*, Vol. 21, 2002, 147-159.
- [16] Okunade A. A. Et Suraratdecha C., “Health Care Expenditure Inertia In The OECD Countries : A Heterogeneous Analysis”, *Health Care Management Science*, Vol. 3, 2000, 31-42.

- [17] Quandt R. E., *Econometric of disequilibrium*, Blackwell Pub, 1988.
- [18] Seshamani M. Et Gray A., "Ageing And Health-Care Expenditure : The Red Herring Argument Revisited", *Health Economics*, Vol. 13, 2004, 303-314.
- [19] Seshamani M. Et Gray A., "A Longitudinal Study Of The Effects Of Age And Time To Death On Hospital Costs", *Journal of Health Economics*, Vol. 23, 2004, 217-235.
- [20] Seshamani M., "The Impact Of Ageing On Health Care Expenditures : Impending Crisis, Or Misguided Concern ?", *Office of Health Economics*, 2004.
- [21] Srivastava V. K. et Bhaskara R. B., *The econometrics of disequilibrium models*, Greenwood Press, 1990.
- [22] Stearns S. C. Et Norton E. C., "Time To Include Time To Death ? The Future Of Health Care Expenditure Predictions", *Health Economics*, Vol. 13, 2004, 315-327.

Annexe : Tests des périodes de rationnement

Les tableaux suivants présentent les valeurs des statistiques de Student afin de tester l'égalité de la quantité observée et de la demande pendant les périodes d'excès de demande. De manière analogue, l'égalité entre l'offre et la quantité observée est testée durant les périodes d'excès de capacité. Les statistiques sont calculées pour toutes les périodes mais les valeurs en italique correspondent aux périodes concernées par le test. À 95%, la statistique de Student est de 1,725. Dans les tableaux 5 et 6, les valeurs en italique de la colonne $t_{demande}$ supérieures à 1,725 confirment le régime d'excès de demande, elles sont marquées du symbole *. La façon de lire le tableau est la même pour la colonne t_{offre} .

TABLE 5: Tests de Student pour les moins de 40 ans

Moins de 15 ans			15-39 ans		40-64 ans	
	$t_{demande}$	t_{offre}	$t_{demande}$	t_{offre}	$t_{demande}$	t_{offre}
1984	<i>1,919*</i>	-0,152	.	<i>0,271</i>	.	<i>7,395*</i>
1985	-0,392	<i>6,314*</i>	-0,299	-1,446	-0,518	<i>5,660*</i>
1986	0,500	<i>8,227*</i>	0,731	0,057	-0,727	<i>5,889*</i>
1987	-1,343	<i>8,886*</i>	-0,607	<i>3,780*</i>	-1,011	<i>7,723*</i>
1988	1,170	<i>9,058*</i>	0,612	<i>2,019*</i>	0,485	<i>6,949*</i>
1989	0,155	<i>10,788*</i>	<i>3,065*</i>	0,860	1,905	<i>7,857*</i>
1990	1,096	<i>12,560*</i>	<i>2,290*</i>	0,797	-1,089	<i>6,591*</i>
1991	-1,696	<i>13,997*</i>	1,260	<i>2,406*</i>	-1,058	<i>6,394*</i>
1992	0,376	<i>13,322*</i>	0,571	<i>2,820*</i>	-0,194	<i>5,259*</i>
1993	-0,636	<i>14,299*</i>	-0,502	<i>4,529*</i>	-0,613	<i>4,117*</i>
1994	-1,023	<i>8,523*</i>	-2,208	<i>2,370*</i>	0,340	<i>0,948</i>
1995	1,844	<i>9,205*</i>	-0,576	<i>1,070</i>	<i>3,217*</i>	-0,936
1996	<i>2,831*</i>	2,002	<i>2,366*</i>	0,354	<i>6,122*</i>	-0,567
1997	-0,030	-0,169	2,163	<i>4,256*</i>	<i>3,119*</i>	1,432
1998	<i>0,370</i>	-1,265	1,005	<i>10,852*</i>	0,730	<i>4,613*</i>
1999	<i>1,150</i>	-0,608	-0,657	<i>13,659*</i>	0,507	<i>6,315*</i>
2000	<i>1,653</i>	-0,337	-0,659	<i>16,737*</i>	0,681	<i>7,935*</i>
2001	0,799	0,820	0,245	<i>16,825*</i>	2,109	<i>8,870*</i>
2002	<i>1,243</i>	0,636	0,659	<i>18,574*</i>	0,708	<i>9,524*</i>
2003	<i>1,185</i>	0,744	-0,235	<i>19,096*</i>	-1,550	<i>8,831*</i>
2004	1,139	1,273	-0,148	<i>18,977*</i>	0,104	<i>9,133*</i>
2005	0,039	<i>2,739*</i>	-1,059	<i>17,626*</i>	-1,087	<i>7,711*</i>
2006	-0,820	<i>1,392</i>	0,594	<i>17,803*</i>	0,535	<i>8,746*</i>

TABLE 6: Tests de Student pour les plus de 40 ans

65-84 ans			85 ans et plus	
	$t_{demande}$	t_{offre}	$t_{demande}$	t_{offre}
1984	-1,092	0,078	0,066	55,143*
1985	1,704	0,351	0,282	48,569*
1986	1,630	0,499	0,129	44,295*
1987	0,721	1,682	0,092	43,243*
1988	0,939	-1,101	-0,706	37,654*
1989	2,879*	1,190	0,884	34,606*
1990	0,793	1,586	0,514	32,535*
1991	0,964	2,777*	-1,248	30,205*
1992	1,741*	1,002	0,793	26,144*
1993	-0,833	-0,047	-1,800	21,308*
1994	0,391	-0,705	-0,990	14,947*
1995	4,547*	0,304	1,984	8,354*
1996	11,308*	-0,907	5,633*	0,857
1997	10,075*	0,781	5,444*	-1,217
1998	6,047*	-0,563	4,340*	0,336
1999	5,056*	0,516	4,683*	1,228
2000	4,838*	-1,119	5,492*	-0,274
2001	8,716*	0,863	8,766*	-2,079
2002	11,104*	2,590	13,944*	1,077
2003	6,543*	-0,023	11,770*	0,813
2004	3,596*	-0,083	9,045*	-0,212
2005	-0,213	-0,637	8,305*	0,346
2006	2,078*	-0,870	7,155*	-0,883